

# **DIFERENCIALES SALARIALES POR GÉNERO Y REGIÓN EN COLOMBIA: UNA APROXIMACIÓN CON REGRESIÓN POR CUANTILES**

Luis Armando Galvis

---

Este artículo fue publicado originalmente en la *Revista de Economía del Rosario*, vol. 13 núm. 2, pp. 253-277, de diciembre de 2010.

El autor es economista del Centro de Estudios Económicos Regionales (CEER), Banco de la República, sucursal Cartagena.

El autor agradece las sugerencias de Luis Eduardo Arango, Juan D. Barón, Leonardo Bonilla y Adolfo Meisel, así como la colaboración de Mónica S. Gómez y Emma Monsalve.

Las opiniones expuestas no comprometen al Banco de la República ni a su Junta Directiva.

En Colombia las brechas salariales por género son profundas y persistentes. Todos los estudios que se han referido al tema han encontrado que los hombres reciben una remuneración mayor que las mujeres, a pesar de que se documenta que las mujeres han aumentado su participación en el mercado laboral y, en promedio, tienen más años de estudios que los hombres.

¿Cómo se puede explicar que esta diferencia exista? Para responder a esta pregunta se puede indagar por las fuentes de las brechas salariales que pueden estar en las distintas dotaciones de capital humano para cada uno de los géneros. No obstante, lo que sorprende es que las mujeres tienen, en promedio, 6% más años de educación que los hombres en el grupo de asalariados; por lo cual es poco probable que la explicación esté fundamentada en este hecho y tal vez sí exista algún grado de discriminación por género en el mercado laboral colombiano.

La definición que se encuentra de discriminación laboral en muchos textos menciona que ésta existe si hay diferencias en el tratamiento de algunos individuos, aunque éstos desempeñen el mismo trabajo y tengan atributos similares. Es importante aclarar que no todas las disparidades en salarios entre hombres y mujeres se pueden adjudicar a la discriminación. Una parte del diferencial de ingresos se explica por la existencia de distintos grados de productividad originados en la dotación de capital humano, habilidades y experiencia de cada individuo. Por otra parte, la discriminación también se puede presentar en la forma de diferencias en las oportunidades de acceso al trabajo remunerado y en las oportunidades de ascenso. Este último tipo de segregación es más difícil de medir por cuanto no hay una estadística de las oportunidades de ascenso, la participación de ambos sexos en la búsqueda del ascenso o las motivaciones que tienen los empleadores para promover a cierto individuo, ya sea hombre o mujer.

En este estudio más que indagar por discriminación en el mercado laboral, el objetivo es analizar las brechas salariales, en especial sus posibles patrones regionales. Varios estudios previos han evaluado las brechas salariales hasta el año 2006 y se han concentrado en las siete principales ciudades, razón por la cual en el presente trabajo observamos épocas más recientes, empleando el año disponible más reciente de la encuesta de hogares aplicada por el Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE), y además se amplía el análisis a las trece principales ciudades; se emplea, entonces, la Gran encuesta integrada de hogares (GEIH) del año 2009.

La primera parte del trabajo está dedicada a la revisión teórica y de los antecedentes de las aplicaciones previas al caso colombiano de la desagregación de las brechas salariales. Se revisa la metodología de Blinder-Oaxaca así como variaciones de ésta, adicionando correcciones por sesgo de selección, junto con ampliaciones al análisis que incluyen no sólo los salarios medios sino la distribución completa de salarios, explorados mediante la regresión por cuantiles.

Esta metodología permite tener en cuenta la heterogeneidad existente entre las asignaciones salariales, así como el impacto diferente que tienen los determinantes de los salarios y sus brechas por género en distintos puntos de la distribución (Machado y Mata, 2005); de esta manera, los resultados que se obtienen son mucho más completos que los encontrados por los modelos estimados por mínimos cuadrados ordinarios (MCO). La regresión por cuantiles es especialmente relevante para el estudio de la descomposición de las brechas salariales en diferentes puntos de la distribución, en situaciones donde las disparidades son amplias, como es el caso de un país como Colombia. La segunda sección presenta la metodología para la descomposición de las brechas salariales. Las secciones tercera y cuarta describen los datos y muestran los resultados de del método de Blinder-Oaxaca. La sexta sección presenta los resultados de la descomposición de las brechas salariales en el contexto de la regresión por cuantiles. La séptima sección concluye.

## **I. ESTUDIOS DE DIFERENCIALES SALARIALES POR GÉNERO EN COLOMBIA**

Las desigualdades salariales entre hombres y mujeres han sido discutidas ampliamente en la literatura internacional sobre discriminación laboral por género; Colombia, aunque en mucho menor grado, no ha sido la excepción. En una consulta realizada hasta el año 2005 de las publicaciones internacionales en economía sobre el tema para nuestro país se encontraron un total de seis estudios referentes a los diferenciales salariales por género. Para el mismo período el número de estudios que trataban este tema en los Estados Unidos totalizaba 614, seguido por el Reino Unido con 87, Taiwán con 77, Australia con 63 y Canadá con 60 (Weichselbaumer y Winter-Ebmer, 2005). Aunque las estadísticas sobre este tipo de estudios estén sesgadas porque los autores sólo seleccionaron publicaciones en inglés, de todas formas es inquietante que no se haya profundizado más en el tema de género y discriminación en el mercado laboral colombiano.

En la literatura económica internacional sobre discriminación existen dos clases de modelos: el competitivo y el grupal. En el primero los individuos buscan maximizar sus beneficios; mientras que en el segundo un conjunto de agentes actúa de forma grupal en contra de otro. Dentro de los modelos competitivos (los más estudiados por el análisis económico) se encuentran el modelo de discriminación por “gustos” o preferencias de Becker (1971) y el de discriminación estadística de Phelps (1972) y de Arrow (1972).

El modelo desarrollado por Becker se basa en los “gustos o preferencias” que tienen los empleadores sobre cierta clase de trabajadores; con esto, si contratan a un individuo que se encuentra en un grupo diferente, denominado “minoría”,

tendrían una pérdida en su función de beneficios. Ello trae como consecuencia que los trabajadores de la “minoría”, para “compensar” a los empleadores, deberían ser más productivos y recibir el mismo pago frente a sus pares o aceptar un salario menor por el mismo nivel de productividad que los demás. Este tipo de discriminación es difícil de observar o de medir con las herramientas cuantitativas del análisis económico.

En el modelo de discriminación estadística se parte del supuesto de que las empresas tienen información imperfecta con respecto a las habilidades de los individuos que solicitan un empleo, y que conocerlas a profundidad les haría incurrir en costos. A raíz de ello, en principio, el diferencial salarial dependerá más de características fácilmente observables que les permita a los empleadores inferir la productividad promedio de los solicitantes, tales como la raza y el género. No obstante, a medida que se tiene más conocimiento de la productividad de los nuevos empleados, el diferencial salarial no va a estar ligado a esos elementos observables, sobre los que en principio se infirió para estimar la productividad de ellos. Arrow (1972) señala que deben cumplirse tres condiciones para que exista este tipo de discriminación: 1) que el empleador pueda distinguir a qué grupo pertenece un individuo; 2) que el empleador deba incurrir en costos para conocer la verdadera productividad de los solicitantes, y 3) que el empleador tenga una concepción previa del grado de productividad de cada grupo.

Ashenfelter y Oaxaca (1987) plantean que la descomposición de las brechas salariales basadas en la metodología de Blinder-Oaxaca (BO) se ha convertido en el estándar que siguen los investigadores interesados en el tema de las desigualdades y la discriminación por género. Los estudios de diferenciales salariales por género en Colombia se han concentrado en el uso de ecuaciones tipo Mincer, aplicando la descomposición de BO. Un ejemplo de ello es el trabajo de Tenjo (1993), que plantea que durante la década de los ochenta en Colombia los retornos de la educación fueron mucho más bajos para las mujeres que para los hombres. Así mismo, de la descomposición de BO el autor concluye que la disparidad de salarios no estaba explicada en su mayoría por diferenciales en la dotación de capital humano sino que, más bien, dentro de los factores que explicaban la brecha salarial durante ese período se podría contar la presencia de discriminación por género en el mercado de trabajo.

Un estudio más reciente que sigue la misma línea de Tenjo (1993) es el de Baquero (2001), quien aplica el modelo de diferenciales salariales de BO en los datos de la Encuesta nacional de hogares (ENH) entre 1984 y 1999, teniendo en cuenta solamente a los trabajadores del gobierno, particulares y domésticos, a quienes denomina “asalariados”. Durante el período estudiado, si bien el autor observó un aumento en el nivel educativo de las mujeres frente a los hombres,

las diferencias salariales no reflejaron crecientes retornos de la educación para el caso de las mujeres. Esto debido, por un lado, al incremento en la participación laboral femenina, y por otro, a que muchas de las mujeres que entraron al mercado laboral se ocuparon en actividades domésticas y de otro tipo, cuyos niveles de remuneración son muy bajos en promedio. El componente residual del modelo (también denominado efecto discriminación) con signo positivo y tendencia creciente durante la década de los noventa (en gran parte a causa de la crisis económica de la época), demuestra la presencia de discriminación hacia las mujeres en el mercado laboral. Sin embargo, “no existe evidencia suficiente para afirmar que se presente discriminación salarial directa al momento de la contratación” (Baquero, 2001, p. 24).

Abadía (2005) estudia la discriminación estadística en el mercado laboral colombiano. El modelo de discriminación estadística sugiere que las empresas tienen información imperfecta con respecto a las habilidades de los individuos más jóvenes que no acreditan experiencia laboral. Por ello, en principio, la diferencia salarial dependería más de características observables, como el género y la educación. En consecuencia, la discriminación estadística se observaría si, con el aumento de la experiencia, la disparidad salarial está menos determinada por esas variables fácilmente observables. La autora empleó los datos de la Encuesta continua de hogares (ECH) para el segundo trimestre de 2003, excluyendo a los trabajadores por cuenta propia, empleadores, trabajadores familiares sin remuneración y trabajadores domésticos, quedando básicamente con la muestra de empleados públicos y privados. De dicha comparación se concluye que sí existe evidencia de discriminación estadística en el sector privado, especialmente para las mujeres casadas o en unión libre, pero exceptuando al grupo de mujeres menores de treinta años. La hipótesis de la discriminación estadística se rechaza para los empleados públicos.

Bernat (2005) estudia las diferencias salariales por hora entre hombres y mujeres, utilizando los datos de la ECH de los años 2000 a 2004 en las siete principales ciudades del país y clasificando la población en asalariados (trabajadores del gobierno, domésticos y particulares) y no asalariados (empleadores y cuenta propia). Utilizando la descomposición de BO sobre las ecuaciones de Mincer, con corrección por sesgo de selección de Heckman, la autora encuentra una serie de resultados que varían de acuerdo con la submuestra empleada. En primer lugar, los retornos de la educación en el grupo de los asalariados es mayor en las mujeres que en los hombres (especialmente en Barranquilla, Bucaramanga y Manizales); no obstante, los retornos para ellos parecen aumentar con el tiempo, mientras que los de ellas disminuyen. En el caso de los no asalariados, los retornos para hombres y mujeres crecieron en el tiempo; aún así, existe una diferencia en favor de los hombres. Los asalariados, por su parte, muestran

una tendencia sostenida en los retornos de la experiencia que favorece a los hombres. Para los no asalariados los resultados demuestran que tanto hombres como mujeres reciben bajos retornos y que con el paso del tiempo los retornos por año de experiencia son menores.

Finalmente, de acuerdo con la autora, la descomposición de BO permite concluir que sí existe discriminación hacia las mujeres en el mercado laboral, pues el componente discriminatorio o residual es mayor al componente productivo (también conocido como efecto dotación). Esto evidencia, además, que tal fenómeno está más relacionado con la teoría de la discriminación estadística, según los planteamientos de Phelps (1972) y Arrow (1972), frente a la teoría de la discriminación de Becker (1971), basada en “gustos”.

Al profundizar en el análisis por ciudades, las diferencias por hora más bajas se observaron en Manizales, Bogotá y Medellín. Para el grupo de los no asalariados el comportamiento no es claro o muestra tendencias erráticas.

Fernández (2006) emplea la Encuesta de calidad de vida (ECV) durante los años 1997 y 2003, excluyendo los individuos empleados en los sectores agropecuario, electricidad, gas y agua, construcción y minería, además de las empleadas del servicio doméstico, pues en estas ramas la proporción de géneros era muy desbalanceada y no tendría, por tanto, representatividad. Una primera aproximación a partir de las estadísticas descriptivas muestra que no hay diferencias significativas en los salarios por hora promedio entre géneros. No obstante, al efectuar regresiones por cuantiles de ingreso, se encontraron diferenciales que varían de acuerdo con la distribución de los salarios. La autora realizó la descomposición para los percentiles 1, 25, 50, 75, 90 y 99. En los percentiles inferiores el diferencial es favorable para las mujeres y en los superiores ese diferencial se amplía, favoreciendo a los hombres, situación que evidencia la presencia del denominado “techo de cristal”<sup>1</sup>.

Utilizando los datos de la ENH, entre 1982 y 2000, para las áreas metropolitanas de Bogotá, Medellín, Cali, Bucaramanga, Barranquilla, Manizales y Pasto, Ángel-Urdinola y Wodon (2006) estimaron la brecha salarial por género<sup>2</sup>. Este objetivo se lleva a cabo por medio de la estimación de regresiones estándar de los salarios de la población, clasificada en cinco grupos de acuerdo con los años dedicados a la educación. El propósito de los autores fue evaluar el efecto que

---

<sup>1</sup> El concepto del “techo de cristal” (o *glass ceiling*) corresponde a aquellas dificultades que obstaculizan el avance de una persona calificada dentro de una jerarquía hacia un nivel de mayor autoridad, especialmente en sus lugares de trabajo, lo cual va ligado a que esas personas no alcanzan niveles de salario mayores.

<sup>2</sup> Los autores excluyen de la muestra los empleados por cuenta propia, los del servicio doméstico, los empleadores y los trabajadores familiares sin remuneración.

pudo tener sobre esta brecha la aparición de la Ley 50 de 1990, que otorgó una serie de beneficios adicionales a las mujeres. También estudiaron el impacto que un aumento en la brecha salarial por género tendría sobre la pobreza en Colombia durante la década de los noventa, cuando se observaron diferenciales salariales y tasas de pobreza altas; para ello utilizaron el ingreso per cápita de los hogares y el número de pobres para calcular la pobreza relativa.

Sus resultados mostraron que en el período de estudio la diferencia de los salarios entre hombres y mujeres aumentó durante la primera parte de la década de los noventa (especialmente en el grupo con mayor tiempo dedicado a la educación), y disminuyó después de la recesión. No obstante, de acuerdo con los autores, dicho aumento no estuvo relacionado con la aplicación de la Ley 50, pues el incremento en la brecha salarial aumentó en los trabajadores jóvenes o con poca experiencia laboral, así como en los viejos, siendo más pronunciada en este último grupo. Dado que la diferencia relativa entre los salarios de hombres y mujeres aumentó durante la década, era de esperarse que la brecha de pobreza también creciera, afectando especialmente aquellos hogares donde las mujeres tienen menores niveles de educación.

Tenjo *et al.* (2006), al estudiar la situación laboral de las mujeres en los últimos veinte años del siglo XX en seis países de Latinoamérica (Colombia, Uruguay, Argentina, Costa Rica, Honduras y Brasil), encontraron que los hombres y mujeres en edades intermedias participan en mayor proporción en el mercado laboral. No obstante, en el caso femenino esta situación ha provocado alzas en las tasas de desempleo<sup>3</sup>, especialmente en Brasil, donde la incapacidad de su mercado laboral para absorber la mano de obra femenina generó en 1998 una tasa de desempleo de este grupo del 18%.

Entre los asalariados (empleados y obreros) la tendencia de la brecha salarial mensual en la mayoría de los países es decreciente (a excepción de Brasil por el fenómeno mencionado). En Colombia, al igual que en Argentina y Honduras, el diferencial mensual se inclina en favor de las mujeres, excluyendo el servicio doméstico, esto debido a que los hombres trabajan en promedio más horas semanales. Al parecer la segregación laboral también contribuye a la existencia de diferenciales salariales, pues a pesar de que, “las mujeres tienden a concentrarse en los sectores o las ocupaciones donde los salarios promedio son más altos” (Tenjo *et al.*, 2006, p. 42), allí ellas reciben salarios por hora más bajos.

En detalle, los autores realizan regresiones y pruebas de Chow, en cuyos resultados los residuos son positivos y significativos, lo que demuestra que los ingresos para ambos sexos están siendo determinados por “mecanismos distintos”,

---

<sup>3</sup> Con excepción de Honduras, que posee la tasa de participación femenina más baja.

debido a que la diferencia de interceptos en las ecuaciones de hombres y mujeres es positiva. Con base en estos resultados los autores concluyen que su estudio mostró indicios de discriminación estadística, pues, según ellos, los estereotipos sobre las mujeres generan incertidumbre entre los empleadores, quienes deben apropiarse de otros mecanismos que les permitan conocer aproximadamente el nivel de productividad de sus empleados.

Utilizando una metodología alternativa a la descomposición de BO, Bernat (2009) emplea la ECH para construir curvas de discriminación para los años 2000, 2003 y 2006. Esta metodología permite estudiar la incidencia, la intensidad y la inequidad en la discriminación por género.

Los resultados del estudio de Bernat (2009) muestran que, aunque la curva de discriminación de 2003 y 2006 es superior a la de 2000, se puede apreciar una disminución en la intensidad de la discriminación, pues la curva del año 2006 es menor a la de 2003. En cuanto a la incidencia, es decir, a la cantidad de mujeres discriminadas, los datos muestran una caída en 2003 y una fuerte alza en 2006. Este fenómeno, que parece contradecir los resultados de la intensidad, se debe al alto grado de desigualdad que existe dentro de la información correspondiente a cada año. Al analizar algunas características del mercado laboral, la autora encontró evidencia del denominado “techo de cristal”, pues, “son las mujeres universitarias, en ocupaciones profesionales y técnicas, con más de 7 años de experiencia, en los sectores servicios, comercio, restaurante, hoteles y manufactura, aquellas a quienes más aquejan las diferencias salariales con respecto a los hombres” (Bernat, 2009, p. 28).

Del análisis por ciudades se encuentra que no existe un patrón claro de discriminación; la explicación se encuentra en que en el año 2000 Pasto ocupa el primer lugar con el mayor grado de discriminación, mientras que en 2006 ocupa el octavo lugar; en este último año Bogotá ocupa la primera posición. Cartagena y Montería se destacan porque reducen ampliamente su grado de discriminación.

Posteriormente, Tenjo y Herrera (2009) estudiaron la discriminación por género y etnia<sup>4</sup>. Los autores aplicaron la metodología de BO a los datos de la ECV del año 2003, teniendo en cuenta sólo a los trabajadores asalariados que laboraron más de 35 horas a la semana y excluyendo a los empleadores e independientes. De acuerdo con los autores, en una primera aproximación se podría concluir que existe discriminación salarial hacia el género femenino, pues un análisis descriptivo de los datos muestra que, a pesar de que las mujeres se emplean en rangos ocupacionales altos, dentro de cada labor reciben un salario mensual promedio menor al de los hombres.

---

<sup>4</sup> En el análisis étnico los autores clasificaron la población como *afrodescendientes* y *no afrodescendientes*.

De la descomposición de BO los autores concluyen que un alto porcentaje de las diferencias entre los salarios de hombres y mujeres no se debe a las disparidades en capital humano; por tanto, según los autores, se puede suponer que se trata de discriminación, pues las mujeres, en promedio, poseen niveles de capital humano mayores que los hombres. Esto indica que si sus ingresos laborales mensuales dependieran sólo de ese factor, los salarios de las mujeres deberían ser más altos.

Un estudio similar al de Ángel-Urdinola y Wodon (2006) fue realizado por Badel y Peña (2009), quienes utilizaron los datos de la ENH de las siete principales ciudades para los meses de junio de 1986 y 1996, y la ECH en el año 2006, teniendo en cuenta sólo personas entre los 25 y 55 años de edad, que devengaran más de USD1 por día y que trabajaran entre 16 y 84 horas a la semana. Al analizar la muestra encontraron que las mujeres tenían, en promedio, un mayor nivel de educación que los hombres; por ende, se esperaría que tuvieran mayores retornos salariales. Sin embargo, lo que observaron es que los diferenciales en los niveles intermedios tienden a cero, y se inclinan en favor de los hombres tanto en los cuantiles más bajos como en los más altos. Para los autores este último elemento es evidencia de la presencia del denominado “techo de cristal”, es decir, una barrera invisible que no permite a las mujeres llegar a ocupar cargos en altos niveles de responsabilidad, donde la asignación salarial es mayor que para los cargos de nivel medio.

Al usar la metodología de Machado-Mata para la descomposición de BO, que utiliza regresiones por cuantiles y que diferencia dos tipos de componentes en la brecha salarial: precio y composición, los autores concluyeron que la brecha salarial por género estaba subestimada, dado que la mayoría de las mujeres que participan en el mercado laboral están altamente capacitadas (efecto composición positivo), por lo que deberían tener facilidades en el acceso a mejores posiciones laborales e ingresos; no obstante, en la serie de datos se observa una brecha salarial constante.

Algo que es importante rescatar de este estudio, y que sirve de referencia para otros trabajos, es que los diferenciales para los niveles medios de ingreso tienden a ser muy bajos, por lo cual cálculos basados solamente en promedios van a mostrar resultados que subestiman la diferencia de salarios entre géneros. Igualmente, analizar el mercado laboral nacional como un promedio de las ciudades o regiones, sin hacer referencia a las posibles diferencias por regiones, también puede dar una idea un poco sesgada de lo que constituyen las disparidades por género, en la medida en que éstos pueden cambiar de acuerdo con el área metropolitana donde se ubiquen los individuos. Esto es especialmente crítico en un país como Colombia, que ha sido caracterizado frecuentemente como un “país de regiones”.

Sobre este último punto hay un avance en Hoyos *et al.* (2010), quienes usando las encuestas de hogares del DANE analizan las diferencias salariales en tres subperíodos 1994-1998, 2000-2001 y 2002-2006, mostrando resultados para las ciudades principales del país. En el primer lapso, la brecha salarial por hora entre géneros es mayor que en los dos siguientes, pero gran parte de esta brecha no es explicada por las características sociodemográficas de los individuos. La brecha salarial de género, al igual que en otros estudios, muestra una figura de U, es decir, en los niveles de ingresos altos y bajos la diferencia es mayor que en los medios. Esto último es, según los autores, consecuencia del efecto igualador de ingresos que tiene el salario mínimo, pues hacia la mitad de la distribución los salarios están cercanos al mínimo. Del estudio se pueden identificar los perfiles de trabajadores que poseen diferencias de salarios altos de acuerdo con el género. Estos perfiles se componen de aquellos trabajadores con bajos niveles de educación que laboran tiempo parcial en el sector primario, servicios de entretenimiento o del hogar, en ocupaciones como obreros, empleados domésticos, informales y de pequeñas empresas. Ello les permitió reconocer dos distintivos que pueden caracterizar este grupo, como son la baja productividad y la vinculación a trabajos precarios, sin todos los beneficios que otorga la ley. Por ciudades, encontraron que la mayoría de ellas poseen diferencias similares entre los salarios de hombres y mujeres; sólo en Medellín, Bucaramanga y Pereira el modelo mostró disparidades estadísticamente significativas.

## II. MARCO METODOLÓGICO

Empíricamente, la existencia de diferencias salariales por género puede tener orígenes en distintos elementos del mercado laboral. En primer lugar, puede haber disparidades en el capital humano de los individuos, que expliquen las brechas salariales por género. La mayor experiencia laboral es también un factor que puede afectar directamente los salarios y expandir las brechas entre grupos de individuos. La calidad de la educación y las habilidades obtenidas mediante la experiencia laboral se pueden traducir, de igual manera, en mayor productividad de los individuos, por lo cual también pueden generar diferencias salariales. Otras pueden estar explicadas por la segregación ocupacional que de alguna manera lleva a que un grupo se concentre en ocupaciones mejor pagadas que otras (Barón y Cobb-Clark, 2010). La posibilidad de que los ascensos no sean homogéneamente distribuidos entre los diferentes grupos, en este caso entre géneros, hace que un grupo pueda acceder a éstos y otro no, con lo cual se configura lo que se ha llamado en la literatura el efecto “techo de cristal”. De los anteriores elementos que pueden ser la fuente de explicación de las brechas

salariales, la literatura empírica se ha concentrado en descomponer los efectos que pueden ser fácilmente observables, de los que no se observan, para concluir frente a la existencia y al grado de discriminación.

No obstante lo anterior, hablar de discriminación en este contexto es bastante debatible por cuanto las estimaciones llevadas a cabo para la identificación de los componentes de la brecha salarial, tienen problemas de omisión de variables que pueden explicar las diferencias salariales. En este sentido, se menciona que el componente de disparidades en las remuneraciones tiende a sobreestimar el grado de discriminación al incluir no sólo el efecto remuneración sino también los diferenciales que pueden tener origen en los atributos omitidos (Yun, 2009).

### A. LA DESCOMPOSICIÓN DE BLINDER-OAXACA (BO)

De acuerdo con lo expuesto hasta ahora, es claro que la técnica más empleada para medir el diferencial salarial por género es la descomposición de Blinder-Oaxaca (BO). El procedimiento consiste en evaluar la diferencia salarial en un determinado período y descomponerla en una parte que es atribuida a las diferencias en la productividad de los atributos observables del individuo y otra porción que es regularmente atribuida a características no observables, dentro de las cuales se incluye la discriminación.

La existencia de discriminación estaría asociada con diferencias en las remuneraciones a los atributos no observados (Blinder, 1973; Oaxaca, 1973). El paso inicial consiste en formular una ecuación tipo Mincer para el logaritmo natural de los salarios de los hombres y las mujeres:

$$\ln w_i = X_i \beta_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

La matriz  $X$  contiene las variables que afectan la productividad de los trabajadores y, por ende, sus salarios. El vector  $\varepsilon$  es un término de error aleatorio que se asume normalmente distribuido con media cero y varianza  $\sigma^2$ . El diferencial salarial se obtiene descomponiendo el logaritmo natural de los salarios por hora ( $w$ ) para los hombres ( $i = m$ ) y las mujeres ( $i = f$ ) estimando una ecuación tipo Mincer para cada grupo y restando uno del otro:

$$(\ln w_m - \ln w_f) = (X_m \beta_m + X_f \beta_f) + (\varepsilon_m - \varepsilon_f) \quad (2)$$

Si se construye un término contrafactual que indique cuál es el salario que obtendrían las mujeres si tuvieran las remuneraciones de los hombres  $X_f \beta_m$ , y se suma y resta al lado derecho de la ecuación (2), se obtendría el diferencial de

salarios atribuido a los diferenciales de características,  $(X_m - X_f)\beta_m$ , y el diferencial de salarios atribuido a las distintas remuneraciones para cada género,  $X_f(\beta_m - \beta_f)$ :

$$(\ln w_m - \ln w_f) = (X_m - X_f)\beta_m + X_f(\beta_m - \beta_f) + (\varepsilon_m - \varepsilon_f) \quad (3)$$

En la ecuación 3 el primer término se denomina “efecto dotación”, y el segundo es el “efecto remuneración”. El último término tiende a ser cero, pues al evaluar la ecuación (3) en la media de la distribución del logaritmo del salario, la combinación lineal de los términos de error se hace cero.

Adicionalmente, es importante considerar que los resultados de este tipo de regresión están sesgados debido a que no incluyen el ajuste por sesgo de selección, pues no todos los individuos que participan en el mercado laboral exhiben salarios positivos (Heckman, 1979). Por esa razón se incluye la probabilidad de emplearse, teniendo en cuenta un sistema de ecuaciones donde:

$$\begin{aligned} \ln w_i &= X_i\beta_i + \varepsilon_i \\ P_i^* &= Z_i\theta + u_i \end{aligned} \quad (4)$$

Este sistema de ecuaciones puede ser reformulado de tal forma que se incluya el término de corrección por sesgo de selección ( $\hat{\lambda}_i$ ), que se obtiene como  $\hat{\lambda}_i = \phi(Z\hat{\theta})/\Phi(Z\hat{\theta})$ , siendo el numerador y el denominador la normal estándar y la normal acumulada, respectivamente (Heckman, 1979). El término  $\hat{\lambda}_i$  se conoce como el inverso de Mills.

La ecuación (4) se reformula para incluir el inverso de Mills como sigue:

$$\ln w_i = X_i\beta_i + \theta\hat{\lambda}_i + \varepsilon_i \quad (5)$$

La descomposición de BO tendría dos nuevos elementos  $\hat{\theta}_m(\lambda_m - \lambda_f)$  y  $\lambda_f(\hat{\theta}_m - \hat{\theta}_f)$ :

$$\begin{aligned} (\ln w_m - \ln w_f) &= (X_m - X_f)\beta_m + X_f(\beta_m - \beta_f) \\ &+ \hat{\theta}_m(\lambda_m - \lambda_f) + \lambda_f(\hat{\theta}_m - \hat{\theta}_f) + (\varepsilon_m - \varepsilon_f) \end{aligned} \quad (6)$$

La pregunta que se formulan Neuman y Oaxaca (2004) es en dónde se deben distribuir estos componentes: si en el efecto dotación o en el de remuneración. Para este interrogante no existe un consenso o un marco teórico que sugiera si la selectividad afecta uno o todos los componentes. De hecho, los autores discuten cómo los nuevos términos en la ecuación (6) pueden, a su vez, ser distribuidos simultáneamente entre los dos efectos. Sin embargo, la nueva descomposición a partir de esta última propuesta tiene implícitos juicios de valor en relación con lo que constituyen las inequidades de género: si éstas

están manifiestas en la participación, si lo están en las diferentes remuneraciones o si hay inequidades en la dotación de atributos que afectan la productividad (Neuman y Oaxaca, 2004: 6).

Una alternativa que se ha empleado previamente es la de Duncan y Leigh (1980) y Reimers (1983). En sus aproximaciones al problema estos autores proponen que la descomposición de BO tendría en cuenta este elemento y, de esta manera, la ecuación (3) tendría un componente de selectividad de tal forma que el diferencial de salarios se corrige por ese componente, calculando:

$$\begin{aligned} (\ln w_m - \ln w_f) - (\hat{\theta}_m \lambda_m - \hat{\theta}_f \lambda_f) &= (X_m - X_f) \beta_m \\ &+ X_f (\beta_m - \beta_f) + (\varepsilon_m - \varepsilon_f) \end{aligned} \quad (7)$$

Neuman y Oaxaca (2004) explican que este tipo de descomposición no constituye una estimación del diferencial observado de salarios, sino el diferencial después de corregir por selectividad, el cual no es comparable con el obtenido por las estimaciones simples tipo Mincer. En estas últimas los diferenciales evaluados en el promedio de las variables independientes son iguales al diferencial del promedio de la variable dependiente. Esta condición no se cumple en la ecuación (7).

## B. AMPLIACIONES AL MÉTODO BO POR MEDIO DE REGRESIONES POR CUANTILES

Para dar una perspectiva más amplia de las brechas salariales por género es crucial ir más allá de los resultados obtenidos por mínimos cuadrados ordinarios (MCO), que se limitan a considerar los comportamientos promedio de los salarios. Una ampliación que posibilita este objetivo es el que se lleva a cabo empleando la regresión por cuantiles (Koenker y Bassett, 1978). Este método permite superar algunas de las limitaciones de las estimaciones por MCO en tanto que se pueden investigar diferentes distribuciones condicionales, en lugar de enfocarse sólo en la media condicional. Podría decirse que las estimaciones por MCO son un caso especial de la estimación por cuantiles, pues esta regresión daría aproximadamente los resultados de la regresión por cuantiles evaluados en el percentil 50.

El método de la regresión por cuantiles ha sido utilizado en diferentes aplicaciones que incluyen la determinación de salarios, el tamaño de las firmas, los precios de las viviendas, las desigualdades de ingresos, entre otros.

La descomposición por cuantiles permite explorar la posible heterogeneidad en la distribución de los salarios que no es capturada por las variables explicativas en las ecuaciones tipo Mincer. Para el caso que nos ocupa, dadas las

profundas diferencias existentes en los salarios por regiones (Galvis, 2010), y si la distribución de salarios no sigue una distribución normal, la estimación por MCO no resultaría óptima.

Formalmente, el método de la regresión por cuantiles divide la población en  $n$  partes, tantas como el número de cuantiles que se vayan a estudiar, y entrega resultados que muestran la relación entre la variable dependiente y las variables independientes dentro de cada cuantil.

Siguiendo a Koenker y Bassett (1978), si se asume que  $w_t$  ( $t = 1, \dots, T$ ) es una variable aleatoria  $W$  con una función de distribución  $F$ , entonces el  $\beta$  del cuantil  $\theta$ -ésimo, con  $0 < \theta < 1$ , puede ser definido como la solución a la minimización de la suma ponderada del valor absoluto de los residuales de la ecuación de regresión, como sigue:

$$\beta(\theta) = \arg \min_{\beta \in R^k} \frac{1}{T} \left[ \sum_{t \in \{t: w_t \geq x_t' \beta\}} \theta |w_t - x_t' \beta| + \sum_{t \in \{t: w_t < x_t' \beta\}} (1-\theta) |w_t - x_t' \beta| \right] \quad (8)$$

La ecuación (8) también puede ser vista de manera compacta como:

$$\min_{\beta \in R^k} \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \rho_{\theta}(w_t - X_t' \beta) \quad (9)$$

En donde, si el término de error se denota como  $\varepsilon$ , entonces:

$$\rho_{\theta}(\varepsilon) = \begin{cases} \theta \varepsilon & \text{si } \varepsilon \geq 0 \\ (1-\theta) \varepsilon & \text{si } \varepsilon < 0 \end{cases} \quad (10)$$

En nuestro ejemplo, se supone que  $w_t$  representa el salario por hora de cada individuo y la matriz  $X$  es el conjunto de atributos que determinan dichos salarios. Este modelo permite especificar el cuantil  $\theta$ -ésimo de la distribución condicional de los salarios  $w_t$ , dadas las variables independientes o atributos individuales que se recogen en  $x_t$ , de tal manera que:

$$Q_{w_t}(\theta|x) = x_t' \beta(\theta) \quad (11)$$

donde  $Q_{w_t}(\theta|x)$  es la función cuantil y  $\beta(\theta)$  es un vector desconocido de parámetros que pueden estimarse para diferentes valores de  $\theta$  en el rango (0,1) o en cada percentil de la distribución. El modelo asume que el cuantil  $\theta$ -ésimo es lineal en  $x_t$ . De esta manera, la regresión por cuantiles entrega, por ejemplo, los retornos al capital humano para cada percentil de la distribución de salarios. Ello permite evaluar cambios en la forma de la funcionalidad para los niveles bajos de ingresos en relación con los medios y los altos.

Machado y Mata (2005) emplean este marco de estimación para ampliar el análisis de la descomposición de la brecha salarial siguiendo la línea de BO. En esta alternativa en cada uno de los cuantiles de la distribución de los salarios se podrá evaluar cuál es la brecha salarial, y en ésta, cuál es el aporte de los efectos dotación y remuneración.

La extensión de la descomposición de BO al marco de las regresiones por cuantiles no es tan simple. Descomponer la brecha salarial tomando las submuestras para distintos puntos de la distribución y aplicar la descomposición de BO puede dar resultados sesgados. Esto porque la descomposición de BO se fundamenta en la propiedad de la estimación por MCO de que la media de los salarios, condicional al promedio de los atributos de los individuos, es igual a la media no condicional de los salarios<sup>5</sup>. Esta propiedad no se cumple en la regresión por cuantiles.

La propuesta de Machado y Mata (2005) tiene en cuenta esta limitación y parte de estimar  $Q_{\theta}(\ln w_i | X_i)$  Donde  $\ln w_i$  es el logaritmo de los salarios para un individuo  $i$ , para el cual  $X$  denota el conjunto de atributos que determinan dichos salarios. El parámetro  $\theta$  es la fracción de individuos que yacen por debajo del nivel de salarios del individuo  $i$ .

La regresión por cuantiles para cada uno de los géneros vendría dada por las expresiones:

$$Q_{\theta}(\ln w_m) = Q_{\theta}(X'_m \beta(\theta)_m) + \mu_m, \text{ en el caso de los hombres.}$$

$$Q_{\theta}(\ln w_f) = Q_{\theta}(X'_f \beta(\theta)_f) + \mu_f, \text{ en el caso de las mujeres.}$$

La descomposición de la brecha salarial se plantea, entonces, de la siguiente manera:

$$\begin{aligned} [Q_{\theta}(\ln w_m) - Q_{\theta}(\ln w_f)] &= [Q_{\theta}(X'_m \beta(\theta)_m) - Q_{\theta}(X'_f \beta(\theta)_m)] + \\ &[Q_{\theta}(X'_f \beta(\theta)_m) - Q_{\theta}(X'_f \beta(\theta)_f)] + v \end{aligned} \quad (12)$$

En esta última ecuación el primer término de la derecha corresponde al *efecto dotación*. Éste denota la contribución de las diferencias en la distribución de dotaciones existente entre hombres ( $m$ ) y mujeres ( $f$ ) evaluadas en el cuantil  $\theta$  de la distribución. El segundo término calcula el valor contrafactual de la

<sup>5</sup> Por ello, en la descomposición se calcula el valor contrafactual de los salarios que devengaría una mujer si tuviese el promedio de las dotaciones de los hombres.

brecha salarial existente si se tienen las dotaciones de las mujeres, pero se remuneran con los retornos promedio observados por los hombres, con lo cual este término se refiere al denominado *efecto remuneración*. El término  $\nu$  corresponde al diferencial de los términos de error, que para efectos prácticos es cero.

La implementación del método de Machado y Mata se lleva a cabo simulando la distribución contrafactual de los salarios,  $Q_\theta(X_f'\beta(\theta)_m)$ , a partir de:

Simular  $R$  realizaciones de los cuantiles  $q$  originados en una distribución uniforme  $U(0,1)$ .

Estimar  $R$  coeficientes de la regresión por cuantiles  $q$  simulados previamente empleando los datos de la muestra de hombres. Esto nos daría las tasas de retorno de los atributos o dotaciones en diferentes puntos de la distribución condicional de los salarios de los hombres.

Muestrear aleatoriamente y con reemplazo un conjunto de atributos de la matriz  $X$  pertenecientes a una muestra de  $R$  mujeres.

Construir una realización de la distribución contrafactual obtenida de multiplicar los atributos seleccionados en iii), por los retornos de dichos atributos estimados en ii). Esta simulación corresponde, en consecuencia, a la distribución de salarios que se observaría si los individuos tuviesen los atributos  $X$  de las mujeres ( $X_f$ ), pero fuesen remunerados con los retornos obtenidos por los hombres ( $\beta_m$ ).

Generar una distribución de las realizaciones obtenidas en iv) repitiendo los anteriores pasos un número  $\kappa$  de veces para obtener intervalos de confianza para los efectos dotación y remuneración.

La distribución acumulada empírica para los otros componentes de la ecuación 11 puede hallarse estimando la regresión por cuantiles para hombres y mujeres, por separado, básicamente siguiendo los pasos i) a v), utilizando atributos y sus respectivos retornos para cada uno de los géneros para obtener la distribución para mujeres  $Q_\theta(X_f'\beta(\theta)_f)$  y la distribución para hombres  $Q_\theta(X_m'\beta(\theta)_m)$ .

Según el tamaño de la muestra de observaciones, este proceso puede demandar muchos recursos tanto computacionales como temporales para generar las distribuciones de salarios y llevar a cabo la descomposición. Una alternativa para conseguir el objetivo de la metodología de Machado y Mata, sobreponiéndose a las limitaciones mencionadas, consiste en llevar a cabo los pasos ii) a iv) para un conjunto de cuantiles, por ejemplo,  $q = 0,01, 0,02, \dots$ , hasta agotar la distribución de cuantiles. El paso iii) se lleva a cabo también para todo el conjunto de atributos dados por la matriz  $X$ .

Esta alternativa se ha empleado en el estudio de brechas salariales para trabajadores sindicalizados (Albrecht *et al.*, 2009) y también por raza, y los resultados son idénticos a los entregados por el método de Machado y Mata (Melly, 2005). De

hecho, lo obtenido por medio de tal procedimiento es numéricamente idéntico en la medida en que las repeticiones en el muestreo tiendan a infinito (Melly, 2007).

### III. LOS DATOS

De la revisión de la literatura presentada se pueden rescatar algunos elementos para definir la muestra por utilizar en el estudio. En algunos artículos se encontró que los individuos que trabajan tiempo parcial tienen características y remuneraciones distintas a los que lo hacen tiempo completo, incluso al normalizar por las horas trabajadas. En este sentido se muestra que, por ejemplo, las mujeres tienden a estar concentradas más en los de tiempo parcial y los hombres en los de tiempo completo. Para evitar esta fuente de variación en los salarios se emplean trabajadores de tiempo completo. Así mismo, el análisis se centra en el grupo de trabajadores entre 25 y 55 años, edades en las cuales es más factible que los empleados se encuentren ocupados en actividades formales de tiempo completo.

Los empleados por cuenta propia son también excluidos por cuanto éstos no devengan un salario propiamente dicho sino que su “salario” lo constituyen los ingresos obtenidos por la actividad económica en la que se ocupen y aquello dependerá principalmente de las horas trabajadas y del tipo de actividad. De esta manera tiene poco sentido hablar de diferencias salariales, y más aún de discriminación laboral, en un mercado donde no se fijan los salarios por parte de un empleador. Igual sucede con los patronos o empleadores para quienes los salarios no se fijan por un agente o una institución. Estudiar prácticas discriminatorias en este grupo tampoco tiene mucho sentido.

Dadas las anteriores consideraciones, los datos por emplear para efectuar los cálculos de la descomposición salarial fueron tomados de la Gran encuesta integrada de hogares (GEIH) para todos los meses del último año disponible (que corresponde a 2009). Dado que los datos hacen referencia al mercado urbano, se trabajaron las trece principales ciudades para maximizar la cobertura geográfica y evaluar la existencia de patrones regionales en el diferencial salarial por género.

Para mantener la representatividad de los individuos, los factores de expansión se reescalaron dividiéndolos por doce, puesto que se emplearon los doce meses de la GEIH.

Los empleados del servicio doméstico y los jornaleros se tomaron como un sólo sector en las estimaciones. El primero tiene la particularidad de que la mayoría de las observaciones corresponden a mujeres y el segundo es todo lo contrario; sin embargo, comparten la característica de que son trabajos de baja remuneración y con trabajadores con poca calificación.

Debido a que en la distribución de salarios por hora existen varias observaciones que parecieran ser datos atípicos, se optó por limitar el análisis a la información que describiera una mejor distribución, básicamente eliminando las observaciones que están por fuera del intervalo dado por tres desviaciones estándar respecto a la media. En términos relativos dichas observaciones representan en la cola inferior de la distribución 0,3% de las observaciones y en la cola superior 0,5%. En este sentido, la pérdida de información no es tan significativa si se considera que la muestra utilizada de la GEIH tiene cerca de 52.000 observaciones que representan en la muestra ampliada 3,9 millones de registros (véase el cuadro de estadísticas descriptivas en el Anexo 1).

#### IV. DESCOMPOSICIÓN DEL DIFERENCIAL SALARIAL AL ESTILO BLINDER-OAXACA

Evaluando las medias simples de los salarios, se encuentra que en 2009 los hombres ganaban en promedio 14% más que las mujeres en el total de las trece principales ciudades. No obstante, las mujeres trabajan en promedio menos horas que los hombres y por ello la brecha salarial por hora es apenas del 9% en promedio (Cuadro 1)<sup>6</sup>.

**CUADRO 1. SALARIOS Y HORAS TRABAJADAS PROMEDIO POR HOMBRES Y MUJERES, 2009**

	MUJERES	HOMBRES	TOTAL
Ingreso laboral	883.100	1.031.783	964.139
Horas trabajadas semanalmente	51	54,6	53
Salario real por hora	4.242	4.671	4.476
Log salario real por hora	7,9	8	8
Años de educación promedio	11,3	10,6	10,9

Nota: salarios a precios de diciembre de 2008. Los cálculos se realizan en las trece principales ciudades para asalariados entre 25 y 55 años, que laboran por lo menos 40 horas a la semana.

Fuente: cálculos del autor con base en DANE (GEIH).

En el Cuadro 2 se presentan los resultados de la descomposición de la brecha salarial por género de acuerdo con la metodología de BO. Se comparan los resultados de la estimación de un modelo tipo Mincer simple (ecuaciones 1 a 3) y los obtenidos al incluir la corrección por sesgo de selección (ecuaciones 6 y 7).

<sup>6</sup> El logaritmo de la diferencia de salarios es del 10%, que corresponde a la brecha salarial estimada con las ecuaciones de BO

**CUADRO 2. DESCOMPOSICIÓN DEL DIFERENCIAL SALARIAL EN 2009 DE ACUERDO CON LA METODOLOGÍA DE BO PARA LAS TRECE PRINCIPALES CIUDADES**

ESPECIFICACIÓN	DIFERENCIAL TOTAL	EFFECTO DOTACIÓN	EFFECTO REMUNERACIÓN	RESIDUAL
	$(\ln w_m - \ln w_f)$	$(X_m - X_f)\beta_m$	$X_f(\beta_m - \beta_f)$	$(\varepsilon_m - \varepsilon_f)$
MODELO MINCERIANO SIMPLE				
1	10	-8,5	17	1,4
2	10	-8,4	17	1,5
3	10	-7,9	16,2	1,6
CON CORRECCIÓN POR SESGO DE SELECCIÓN				
1	-21	-6,3	-14,3	-0,4
2	24,4	-8,8	31,2	2
3	24,5	-8,2	30,4	2,2

Nota: se incluyen todos los asalariados entre 25 y 55 años, que laboran por lo menos 40 horas a la semana. Las variables explicativas empleadas en cada modelo cambian de acuerdo con:

Especificación 1: educación, edad, efectos fijos por ciudad y trimestre.

Especificación 2: educación, edad, edad2, efectos fijos por ciudad y trimestre.

Especificación 3: educación, edad, edad2, efectos fijos por ciudad, trimestre y sector económico.

Fuente: cálculos del autor con base en DANE (GEIH).

También, en el Cuadro 2 se muestran tres tipos de especificaciones del modelo por estimar para cada uno de los géneros. En la primera especificación se incluyen la educación, la edad y variables *dummy* que identifican la ciudad y el trimestre. Dado que la edad está relacionada con la experiencia laboral, y se espera que los retornos de esa experiencia sean decrecientes, también se incluye, en la segunda especificación, el cuadrado de la edad para capturar ese posible efecto no lineal en los retornos de la experiencia. Finalmente la tercera especificación adiciona a las anteriores variables controles por el sector económico donde labora el individuo, pues este control es importante, dado que al analizar los promedios de salarios en el sector minero o la industria, se encontraron diferencias significativas frente al sector agrícola o de servicios.

Los once sectores económicos que emplea la GEIH se agregaron en primario, industria y servicios. Esto obedece, en principio, a la búsqueda de simplificación en las estimaciones. Adicionalmente, la simplificación surge también como una estrategia para que, al estimar los modelos y efectuar la descomposición, no se encuentren casos como el del sector de explotación de minas y canteras, para el cual sólo hay muy pocas observaciones en la muestra para algunas ciudades. Esta situación es problemática por cuanto da origen a una variable que está en su mayoría compuesta por ceros y tiene muy poca variabilidad. Fernández (2006) opta por eliminar las observaciones que corresponden a dichos sectores.

Al calcular el diferencial salarial para el mercado laboral urbano de Colombia, se encuentra que en promedio los hombres ganan 10% más que las mujeres<sup>7</sup>. De acuerdo con la descomposición del diferencial según la metodología de BO, el componente de dotación es de aproximadamente -8%, lo cual indica que en promedio el diferencial de dotaciones favorece a las mujeres. Esto es, en términos de los atributos que mejoran la productividad, como el capital humano y la experiencia laboral, en promedio están mejor preparadas las mujeres que los hombres.

Este último resultado no sorprende en tanto que estudios previos han señalado que las mujeres tienen en promedio más años de educación que los hombres, independientemente de si trabajan en el sector privado o público, si son casadas, jefas de hogar, entre otras características (véase, por ejemplo, Abadía, 2005). Estadísticas recientes también señalan que entre 2001 y 2008 el 55% de los graduados de educación superior fueron mujeres (Observatorio Laboral para la Educación, 2010).

Ahora bien, el componente de remuneración que indica cuál sería el diferencial salarial si las dotaciones fueran las mismas para hombres y mujeres, está cerca al 17%. Esto nos indica que el componente de remuneración es bastante alto en relación con el diferencial total, razón por la cual el componente de dotación es sobrecompensado y el diferencial de salarios existente beneficia a los hombres.

Dado que los coeficientes de esta regresión pueden ser sesgados por cuanto no corrigen por la selectividad, al incluir sólo a las personas que trabajan en el mercado laboral, se calcularon los mismos diferenciales considerando la corrección sugerida por Heckman (1979) de acuerdo con la formulación presentada en la ecuación (7). La ecuación de selección utiliza el número de niños menores de seis años en el hogar para identificar la ecuación de selección<sup>8</sup>. Cuando se efectúa el ajuste por sesgo de selección los resultados se muestran más críticos, pues el diferencial total de salarios alcanza entre un 24%, de acuerdo con las especificaciones 2 y 3, y aunque el efecto dotación continúa siendo negativo, el efecto remuneración es al menos 30%. En la especificación 1 el diferencial total es negativo, sugiriendo que las mujeres son discriminadas positivamente.

De acuerdo con las formulaciones 2 y 3, y puesto que el efecto remuneración refleja el diferencial de salarios que debería presentarse, en el caso de que las dotaciones de atributos observables fueran las mismas, habría una inclinación hacia

---

<sup>7</sup> Esta cifra, que corresponde al logaritmo, es de la diferencia de salarios entre hombres y mujeres.

<sup>8</sup> El número de niños menores a seis años se supone que está relacionado con la decisión de participación pero no con el salario, tal como se emplea en Heckman (1974).

concluir que existe un alto grado de discriminación en contra de las mujeres. Sin embargo, nótese que el efecto remuneración no es solamente resultado de las disparidades por atributos observables, sino que puede incluir también los diferenciales existentes por los no observables (como las habilidades, la inteligencia del individuo, entre otros). Así pues, no se puede concluir que el diferencial de salarios es producto de discriminación en contra de la mujer. Además hay que aclarar que estos cálculos corresponden a los diferenciales corregidos por selectividad, mas no a los diferenciales salariales observados (Neuman y Oaxaca, 2004).

En las diferentes especificaciones del modelo para efectuar la descomposición, se encontraron resultados poco robustos cuando se incluye la corrección por sesgo de selección. Esto es evidente en el Cuadro 2, donde los diferenciales cambian de signo según la especificación adoptada cuando se incluye la corrección por selectividad. Los resultados son más variables cuando se desagregan los cálculos según ciudad (Cuadro 3).

**CUADRO 3. DESCOMPOSICIÓN DEL DIFERENCIAL SALARIAL PROMEDIO DE HOMBRES Y MUJERES**

CIUDAD	SIN CORRECCIÓN POR SESGO DE SELECCIÓN				CON CORRECCIÓN POR SESGO DE SELECCIÓN			
	DIFERENCIAL	DOTACIÓN	REMUNERACIÓN	RESIDUAL	DIFERENCIAL	DOTACIÓN	REMUNERACIÓN	RESIDUAL
Barranquilla	19,02	-3,17	23,26	-1,08	41,77	-3,2	46,17	-1,2
Bucaramanga	18,26	-5,72	23,27	0,7	31,56	-5,88	37,13	0,31
Bogotá	5,6	-7,8	12,31	1,08	33,45	-8,47	40,1	1,83
Cali	9,97	-8,95	15,44	3,48	40,43	-10,22	45,99	4,67
Manizales	5,27	-11,75	14,32	2,7	20,77	-12,76	29,49	4,04
Medellín	16,63	-0,62	17,08	0,17	31,5	-0,77	31,58	0,68
Pasto	21,66	-5,02	28,34	-1,66	51,4	-5,18	59,01	-2,42
Cartagena	44,87	9,17	37,95	-2,25	-69,11	5,88	-75,94	0,94
Montería	38,68	9,59	34,93	-5,85	37,04	9,59	33,27	-5,82
Villavicencio	14,68	-2,44	17,82	-0,71	34,49	-2,58	36,57	0,5
Cúcuta	21,97	-11,84	31,18	2,63	47,29	-13,09	56,32	4,07
Pereira	3,29	-7,12	10,11	0,3	27,95	-8,45	34,54	1,86
Ibagué	10,74	-12,58	18,54	4,78	19,09	-12,76	26,89	4,96

Nota: los cálculos corresponden a la especificación 3: educación, edad, edad2, efectos fijos por ciudad, trimestre y sector económico. Las especificaciones alternativas se muestran en el Anexo 2.  
Fuente: cálculos del autor con base en DANE (GEIH).

Ya en estudios previos se hacía mención a los cambios contradictorios que muestran los resultados de los diferenciales salariales al corregir por selectividad. Tal es el caso de los no asalariados para las siete principales ciudades en donde “[...] el comportamiento del componente discriminatorio es más errático que en el caso de los asalariados” (Bernat, 2005, p. 93).

En vista de que uno de los interrogantes que motiva el presente trabajo se relaciona con los patrones regionales de diferenciales por género, los cálculos se efectuaron también por ciudades. Para ello se tomaron las trece principales áreas metropolitanas de la GEIH de 2009 (Cuadro 3).

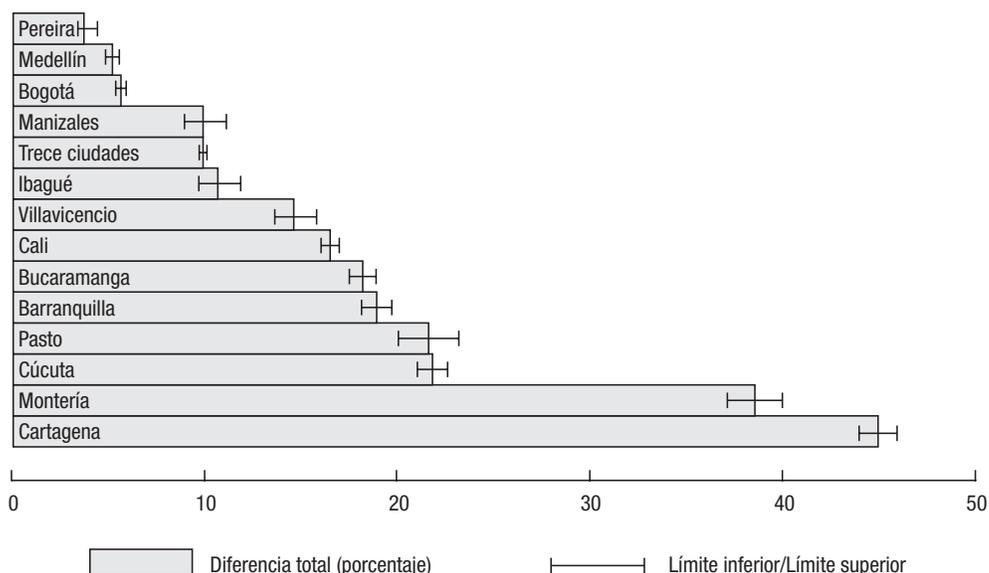
Según se observa en la descomposición, cuando se incluye la corrección por sesgo de selección, los resultados cambian de signo y, sobre todo de magnitud, de una manera inexplicable. Por ejemplo, los resultados para Cartagena indican que el diferencial salarial es cercano al 70% en favor de las mujeres, y que en Bogotá al menos hay un diferencial del 33% en favor de los hombres, lo cual no es coherente con resultados previos, tales como los presentados por Romero (2007) y Bernat (2005).

Observando los salarios de Cartagena se encuentra que el diferencial salarial favorece a los hombres si se aprecian los cálculos sin corrección por selectividad. Sin embargo, cuando se tiene en cuenta el sesgo de selección, el diferencial es negativo, lo cual indica que las mujeres tendrían salarios más altos que los hombres. Este último resultado no sería sorprendente si la magnitud no fuera tan desproporcionada, pero al comparar los diferenciales con y sin corrección por selectividad, las magnitudes son más del doble para Cartagena. En el caso de Medellín y Cúcuta los resultados no cambian de signo, pero la relación es de al menos más del doble en magnitud, al comparar la descomposición corrigiendo por selectividad. En el caso de Manizales los diferenciales salariales se multiplican por cuatro comparando los dos tipos de modelos. En el Anexo 2 se presentan los resultados para diferentes especificaciones y se muestra que los resultados también varían notoriamente entre ciudades y tipo de modelo estimado.

Por lo anterior, los resultados que se discuten a continuación corresponden a la descomposición sin corrección por selectividad, que exhibe cifras más robustas no sólo al cambio en la especificación del modelo, sino que son más consistentes con otros estudios que tratan el tema de diferenciales salariales por género para las principales ciudades del país.

En general se puede concluir que las estimaciones muestran consistentemente resultados que exhiben diferenciales en favor de los hombres en la totalidad de las áreas metropolitanas incluidas, pues el signo del diferencial es positivo (Gráfico 1). En este gráfico se presenta no sólo la brecha salarial calculada para cada ciudad, dada por la magnitud de la barra, sino que además se incluyen los intervalos de confianza al 95% para dichos cálculos, graficados al final de cada una de las barras en forma de corchete. Esto nos permite hacer comparaciones entre ciudades, para evaluar si las brechas estimadas son significativamente diferentes entre sí. Por ejemplo, de la comparación de las barras pareciera que el diferencial total es mayor en Cúcuta que en Pasto; sin embargo, al comparar los intervalos de confianza se concluye que dichos diferenciales son estadísticamente equivalentes.

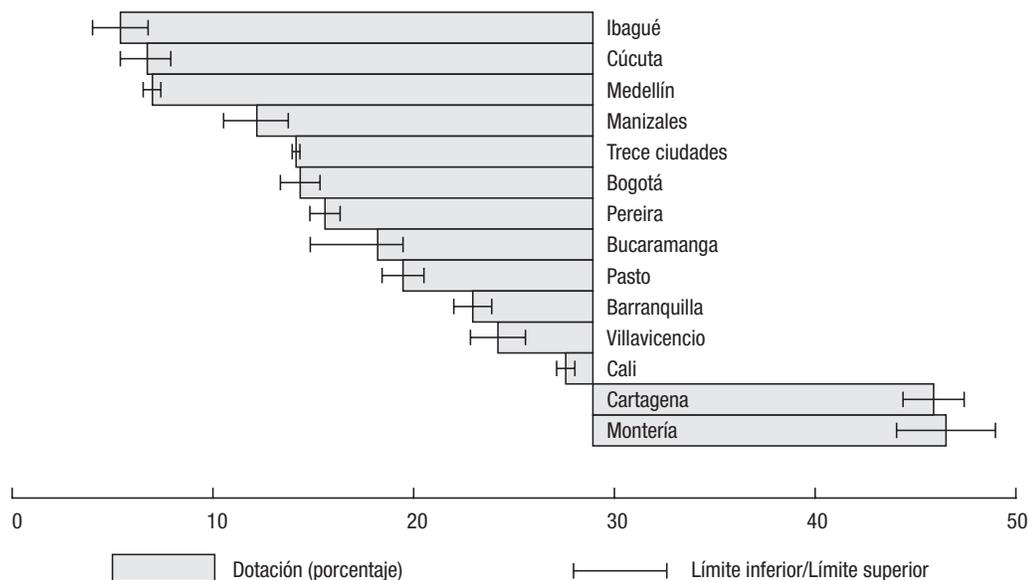
**GRÁFICO 1. COMPARACIÓN POR CIUDADES DE LA DESCOMPOSICIÓN DE LA BRECHA SALARIAL TOTAL, 2009**



Nota: las barras grises representan la brecha total calculada como la diferencia del logaritmo de los salarios, y las líneas en forma de corchete representan los intervalos de confianza para dichas brechas.  
Fuente: elaboración del autor con base en DANE (GEIH).

Analizando los resultados según ciudades, los diferenciales son menores en Pereira, Medellín, Bogotá y Manizales, en su orden. Un resultado similar fue encontrado por Bernat (2005) en relación con Bogotá y Medellín. Estas cuatro primeras ciudades presentan diferenciales que están por debajo del promedio de las trece principales ciudades del país (Gráfico 1). Las ciudades con mayor grado de diferenciales salariales son Pasto, Cúcuta, Montería y Cartagena, en su orden. Estas dos últimas ciudades mantienen altas brechas salariales, a pesar de que estudios previos mostraron que allí se reducía la brecha (Bernat, 2009).

La descomposición por ciudades también muestra que en todas, con excepción de Cartagena y Montería, el efecto dotación es negativo. Este resultado sugiere que si las mujeres obtuvieran la remuneración de los hombres, dado que los atributos asociados con el capital humano son mayores para las mujeres, en especial la educación, su salario debería estar por encima del de los hombres, de tal manera que el diferencial de salarios ( $w_m - w_f$ ) fuese negativo. Con respecto a Cartagena y Montería los resultados indican que, en términos de los atributos que están asociados con una mayor productividad, allí las mujeres están menos dotadas que los hombres (Gráfico 2).

**GRÁFICO 2. COMPARACIÓN POR CIUDADES DEL EFECTO DOTACIÓN, 2009**

Nota: las barras grises representan la brecha calculada como diferencia del logaritmo de los salarios, y las líneas en forma de corchete representan los intervalos de confianza para dichas brechas.

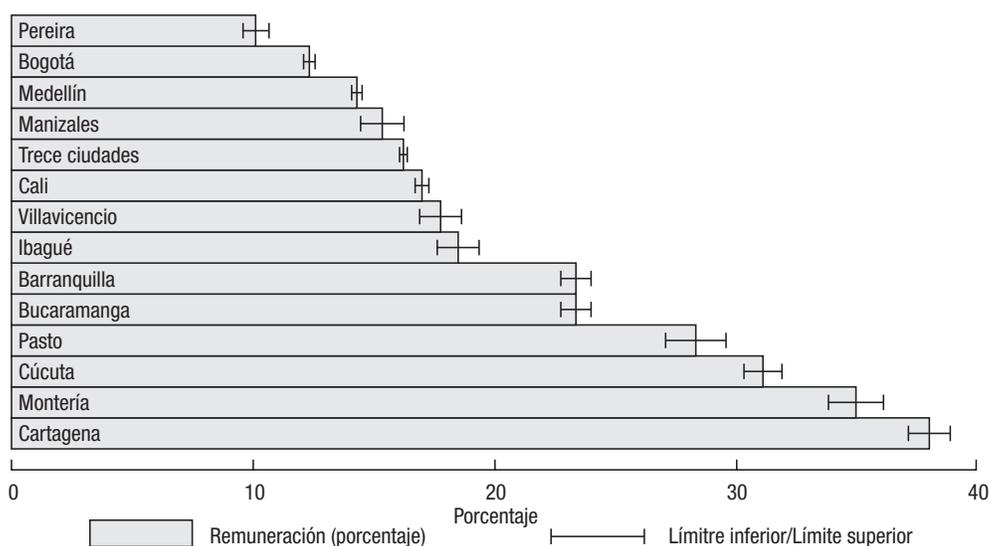
Fuente: elaboración del autor con base en DANE (GEIH).

Finalmente, el efecto remuneración, o la brecha de salarios que se puede atribuir a diferentes remuneraciones al capital humano de los hombres frente a las mujeres, es en todos los casos positivo. De esta manera, lo que sugiere este análisis es que la brecha salarial positiva se debe básicamente al signo del componente del diferencial en las remuneraciones. Así mismo, si se analiza el aporte de este componente al diferencial total, se concluye que en todos los casos es éste el que importa más en las cifras obtenidas para la brecha salarial total entre hombres y mujeres. Considerando que este componente refleja, en parte, la posible discriminación por género en el mercado laboral, es importante que se le dé la debida atención a resultados como éste, pues señalan que existen inequidades en el mercado laboral que perjudican a las mujeres (Gráfico 3).

El efecto remuneración, que nos indica los diferenciales por género asociados con distintos retornos de los atributos de los individuos, muestra un patrón interesante. En primer lugar sólo cuatro ciudades están por debajo del promedio nacional en este componente: Pereira, Bogotá, Medellín y Manizales. La simple comparación de los patrones regionales sugiere que las ciudades que están más articuladas al centro de la actividad económica del país son las que menores diferenciales salariales muestran en términos del efecto remuneración. Por ejemplo, Barranquilla, Bucaramanga, Pasto, Cúcuta, Montería y Cartagena presentan cifras por encima del 20% en el efecto remuneración.

Nuevamente la situación de Montería y Cartagena sorprende por tener las cifras más elevadas en términos de los diferenciales de salario, tanto en el total, como en su descomposición en los efectos dotación y remuneración.

**GRÁFICO 3. COMPARACIÓN POR CIUDADES DEL EFECTO REMUNERACIÓN, 2009**



Nota: las barras grises representan la brecha calculada como la diferencia del logaritmo de los salarios, y las líneas de corchete representan los intervalos de confianza para dichas brechas.

Fuente: elaboración del autor con base en DANE (GEIH).

## V. RESULTADOS POR CUANTILES DE LA DISTRIBUCIÓN DE SALARIOS

### A. ANÁLISIS AGREGADO PARA LAS TRECE PRINCIPALES CIUDADES

Para estudiar la distribución de salarios y evaluar si las brechas salariales cambian de acuerdo con el segmento de la distribución de los ingresos que se esté considerando, se emplean las regresiones por cuantiles.

La primera parte del ejercicio muestra los resultados de las estimaciones por cuantiles para introducir las variaciones que se presentan al emplear la regresión por cuantiles. En el Cuadro 4 se resumen los resultados de las estimaciones para los percentiles 1, 10, 25, 50, 75, 90 y 99; así mismo, se presentan los resultados de la estimación por mínimos cuadrados ordinarios (MCO).

Como se puede observar, la gran mayoría de coeficientes cambian según cuantil; esto es, la respuesta de la variable dependiente a cambios en las independientes no es constante en los diferentes cuantiles de la distribución de salarios. Por ejemplo, lo que se denominan los retornos de la educación tienen un comportamiento en forma de *U* y crecen monótonicamente a medida que se comparan con niveles de

educación mayores. De la misma manera, el coeficiente de la variable que identifica al género (hombres = 1) es de 0,20 para el percentil 1, se reduce hasta el percentil 25 y de ahí en adelante aumenta sostenidamente hasta el percentil 90.

**CUADRO 4. REGRESIÓN POR CUANTILES DE LOS SALARIOS EN LAS TRECE PRINCIPALES CIUDADES, 2009**

DEPENDIENTE: LOG(SALARIO POR HORA)	CUANTIL 0,01	CUANTIL 0,1	CUANTIL 0,25	CUANTIL 0,5	CUANTIL 0,75	CUANTIL 0,9	CUANTIL 0,99	MCO
Hombre = 1	0,101***	0,201***	0,026**	0,040***	0,078***	0,142***	0,188***	0,113***
Barranquilla	-0,180***	-0,130*	-0,118***	-0,135***	-0,123***	-0,174***	-0,226***	-0,160***
Bucaramanga	-0,046***	0,041	-0,023	-0,027**	-0,024**	-0,027*	-0,059***	-0,036
Manizales	-0,141***	-0,300***	-0,148***	-0,138***	-0,104***	-0,128***	-0,156***	-0,118**
Medellín	-0,037***	-0,044	-0,007	-0,012	-0,023***	-0,048***	-0,064***	-0,147***
Cali	-0,034***	-0,184**	-0,042**	-0,033***	-0,007	-0,012	-0,031*	-0,071
Pasto	-0,296***	-0,382***	-0,415***	-0,336***	-0,265***	-0,234***	-0,267***	-0,238***
Cartagena	-0,205***	-0,112	-0,168***	-0,172***	-0,135***	-0,171***	-0,232***	-0,213***
Montería	-0,206***	-0,342***	-0,309***	-0,258***	-0,148***	-0,144***	-0,148***	-0,220***
Villavicencio	-0,053**	-0,144*	-0,089***	-0,092***	-0,021*	-0,009	-0,028	-0,042
Cúcuta	-0,168***	-0,165*	-0,189***	-0,188***	-0,130***	-0,143***	-0,168***	-0,238***
Pereira	-0,108***	0,06	-0,042**	-0,073***	-0,070***	-0,108***	-0,186***	-0,270***
Ibagué	-0,181***	-0,325***	-0,208***	-0,184***	-0,127***	-0,138***	-0,176***	-0,170***
edad	0,031***	0,064**	0,015**	0,021***	0,015***	0,026***	0,028***	0,058***
edad2	-0,304***	-0,744**	-0,154*	-0,219***	-0,123***	-0,237***	-0,234**	-0,580**
Primaria	0,070***	0,196*	0,086***	0,081***	0,052***	0,037*	0,049	0,135*
Secundaria	0,235***	0,479***	0,259***	0,206***	0,156***	0,208***	0,252***	0,444***
Superior	0,891***	0,911***	0,574***	0,559***	0,736***	1,081***	1,363***	1,608***
Casado	-0,079***	-0,035	-0,046***	-0,041***	-0,042***	-0,082***	-0,119***	-0,161***
Gobierno	0,457***	0,551***	0,494***	0,540***	0,530***	0,448***	0,385***	0,164***
Doméstico	-0,421***	-0,419***	-0,577***	-0,534***	-0,404***	-0,265***	-0,254***	-0,468***
Minería	0,522***	0,23	0,194*	0,333***	0,617***	0,713***	0,588***	0,291*
Industria	-0,03	-0,222	-0,096**	-0,012	0,013	0,055	0,033	-0,119**
Servicios	-0,056**	-0,253*	-0,165***	-0,057**	-0,012	0,041	0,013	-0,092**
Trimestre 1	0,039***	0,048	0,026*	0,050***	0,045***	0,044***	0,045**	0,048
Trimestre 2	-0,011	-0,01	-0,023	-0,013	-0,015*	0	0,004	-0,057
Trimestre 3	0,007	-0,087	-0,022	0,007	0,013*	0,017	0,026	-0,034
Constante	6,938***	5,195***	7,027***	7,056***	7,270***	7,117***	7,286***	7,308***
Pseudo-R2	0,16	0,21	0,19	0,26	0,34	0,37	0,33	0,45

Nota: \*  $p < 0,05$ ; \*\*  $p < 0,01$ ; \*\*\*  $p < 0,001$ . N = 51.898. Primaria, secundaria y superior son variables binarias que indican el nivel educativo. Gobierno es una variable binaria igual a uno para los que trabajan en el gobierno. Doméstico hace referencia a los trabajadores domésticos, que en este caso agregan empleadas domésticas y jornaleros. Minería, industria y servicios son variables binarias para identificar el sector económico donde labora el individuo.

Fuente: cálculos del autor.

Por ejemplo, los resultados de la regresión para el percentil 50 indicarían que los hombres ganan en promedio cerca de un 4% más que las mujeres, y que en el percentil 90 de la distribución de salarios ese diferencial se amplía al 18%

aproximadamente. Al comparar estas cifras con los resultados de la última columna del Cuadro 4, que reporta las estimaciones por MCO, podemos apreciar las grandes diferencias que se encuentran según la comparación de una sola medida promedio y la que se obtiene analizando diferentes puntos de la distribución. Lo que se observa es que los resultados obtenidos por MCO se acercan a los de la regresión por cuantiles para el caso del percentil 50.

Otro resultado que consistentemente se observa en todos los percentiles evaluados de la distribución, es que el diferencial de salarios de las áreas metropolitanas incluidas en la regresión, comparadas con Bogotá, es negativo. Este resultado no sorprende, pues lo que nos indica es que, en promedio, en la ciudad de Bogotá se pagan los salarios más altos en relación con el resto de áreas metropolitanas<sup>9</sup>.

Realizando el mismo ejercicio de la regresión por cuantiles, pero incluyendo los regresores que interactúan con una *dummy* de género, se encuentra que para todos los casos las variables son conjuntamente significativas. Ello sugiere que es posible hacer las estimaciones por separado para los hombres y mujeres, lo cual, en efecto, es lo que se hace con la descomposición de los diferenciales salariales por el método de Machado y Mata. Comparando los resultados de la estimación para ambos grupos, se encuentra que los retornos de la educación son mayores para los hombres; esto es, las remuneraciones al capital humano pueden estar ayudando a explicar la brecha salarial existente, lo cual se podría traducir en que el “efecto remuneración” sea positivo en favor de los hombres.

No obstante los anteriores resultados, el ejercicio que nos interesa es la descomposición de la brecha salarial para indagar por los factores que están detrás del comportamiento de esos diferenciales, si es debido a disparidades en la dotación de atributos que mejoran la productividad, o si se puede atribuir a diferencias en la remuneración.

La descomposición se lleva a cabo siguiendo el procedimiento de Machado y Mata para los percentiles 1 hasta el 99, en incrementos de 1. La inferencia se ejecutó por medio de métodos de remuestreo (*bootstrapping*) para generar los errores estándar de las distribuciones contrafactuales simuladas siguiendo la formulación presentada en la ecuación (12). Los controles utilizados en las estimaciones por cuantiles corresponden a los que se emplean en los cuadros presentados en los anexos 3 y 4.

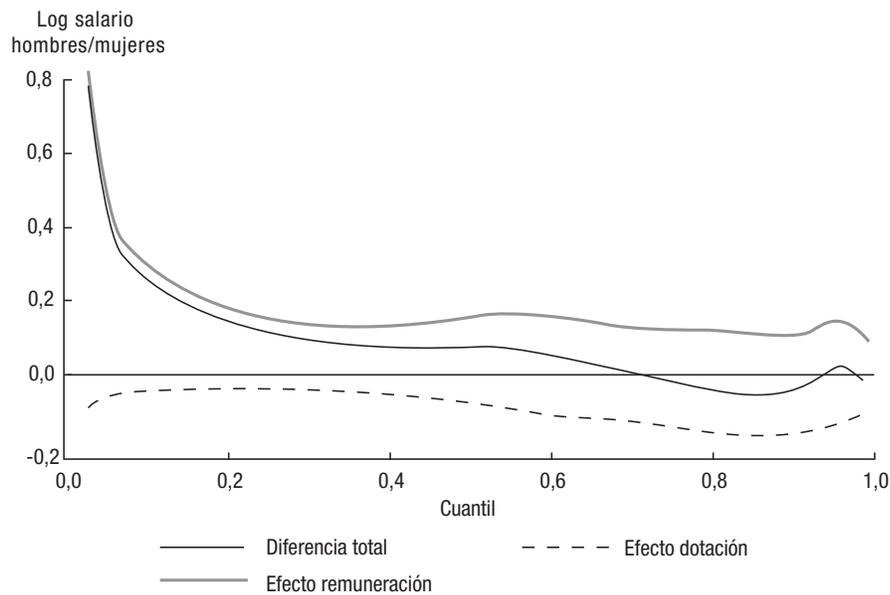
En el caso de las trece ciudades agregadas, según se puede observar en el Gráfico 4, el comportamiento que describe la brecha salarial tiene mayor preponderancia en la cola inferior de la distribución. Otra característica sobresaliente

---

<sup>9</sup> Excepciones a esta regla se encuentran en Bucaramanga y Pereira, pero sólo en el primer cuantil, aunque dicho coeficiente no es estadísticamente significativo.

de los diferenciales salariales por género es que esos están determinados básicamente por el comportamiento de los percentiles más bajos de la distribución, reduciéndose paulatinamente en la medida en que se avanza hacia los superiores. De hecho, hacia el centro de la distribución se muestran brechas que están cerca de cero<sup>10</sup>, especialmente a partir del percentil 60.

**GRÁFICO 4. DESCOMPOSICIÓN DE LAS BRECHAS SALARIALES SEGÚN LOS CUANTILES DE LA DISTRIBUCIÓN, TOTAL TRECE CIUDADES, 2009**



Fuente: cálculos del autor.

Cabe anotar que, en la distribución de salarios, el salario mínimo está ubicado en el percentil 37, que está próximo al punto en el cual la reducción en los diferenciales salariales ya no es tan profunda. De hecho, para el segmento de la población considerada en este estudio, que es básicamente asalariados, pareciera que el salario mínimo representa un punto de quiebre que distingue un grupo donde las brechas salariales son amplias y otro donde no lo son. En otras palabras, el salario mínimo representa para los estratos bajos de ingreso un elemento que media en la reducción de las brechas salariales por género.

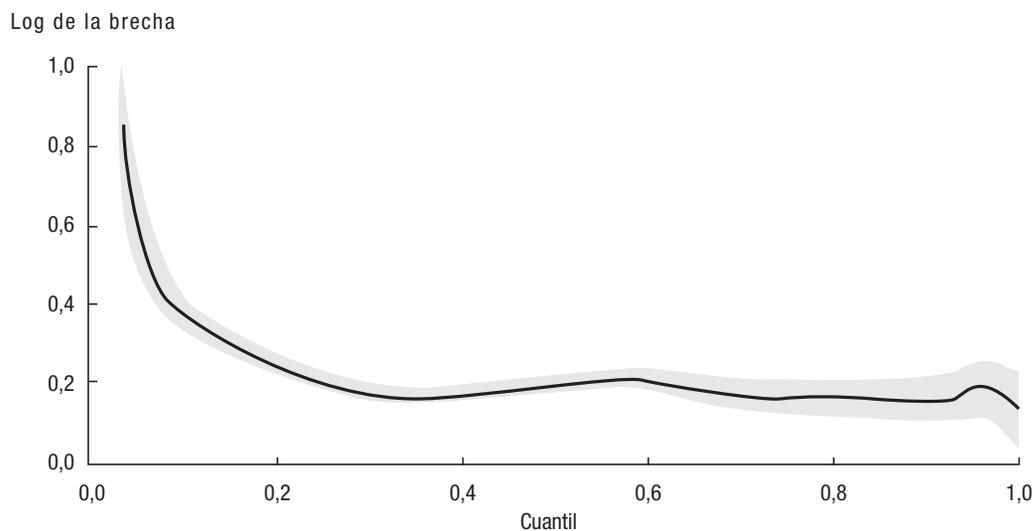
En el Gráfico 4 también se puede observar que el efecto dotación es negativo en todos los casos. Este resultado es consistente con la descomposición de BO

<sup>10</sup> Si se evalúan los intervalos de confianza para la brecha total, a partir del percentil 60 dichos diferenciales son estadísticamente iguales a cero. En aras de obtener más claridad en la presentación del comportamiento de los efectos no se incluyeron en los gráficos.

para los modelos hedónicos simples. En este caso la conclusión que se deriva de este resultado es que las mujeres, de acuerdo con la dotación de factores que mejoran su productividad, deberían mantener un diferencial de salarios en favor y no en contra, como se observa en gran parte de la distribución de salarios.

Finalmente, el efecto remuneración es el que más importancia tiene en la descomposición de las brechas salariales, pues en todos los percentiles éste compensa el efecto negativo del componente de dotación, sobrepasando la brecha total, y dando como resultado que en gran parte de la distribución el diferencial salarial sea en favor de los hombres. En el Gráfico 5 se muestra el intervalo de confianza del componente de remuneración, obtenido en los ejercicios de remuestreo o *bootstrapping*. Este efecto es significativamente diferente de cero en todos los percentiles de la distribución. Además de este resultado, el componente de remuneración muestra que a partir del percentil 40 aproximadamente, el comportamiento de este componente es relativamente constante. Esto quiere decir que a partir de dicho percentil, aunque existe un efecto remuneración positivo mostrando que los hombres ganan más debido a ese componente, esa mayor remuneración no es creciente a medida que nos acercamos a los percentiles altos.

**GRÁFICO 5. BRECHA SALARIAL EN TRECE CIUDADES ATRIBUIDA AL EFECTO REMUNERACIÓN, 2009**



Nota: el área gris representa el intervalo de confianza al 95% del efecto remuneración.  
Fuente: cálculos del autor.

## B. ANÁLISIS DE LA DISTRIBUCIÓN DE LAS BRECHAS SALARIALES DE GÉNERO POR CIUDADES

De acuerdo con los anteriores resultados se podría afirmar que el comportamiento de los diferenciales salariales no es constante a lo largo de la distribución de salarios, en tanto que éstos parecen tener mayor importancia en el grupo de ingresos bajos. Esta tendencia se replica consistentemente en todas las ciudades (Gráfico 6).

El análisis por ciudades revela otra serie de patrones que de alguna manera permanecen “ocultos” cuando se estudia el promedio agregado de las áreas metropolitanas. Lo primero que hay que resaltar de los resultados presentados en el Gráfico 6, es que llevar a cabo la descomposición teniendo en cuenta los cuantiles de la distribución tiene más relevancia que hacerlo sólo estimando los promedios, tales como los que se obtendrían por MCO, pues los resultados varían profundamente a lo largo de los cuantiles.

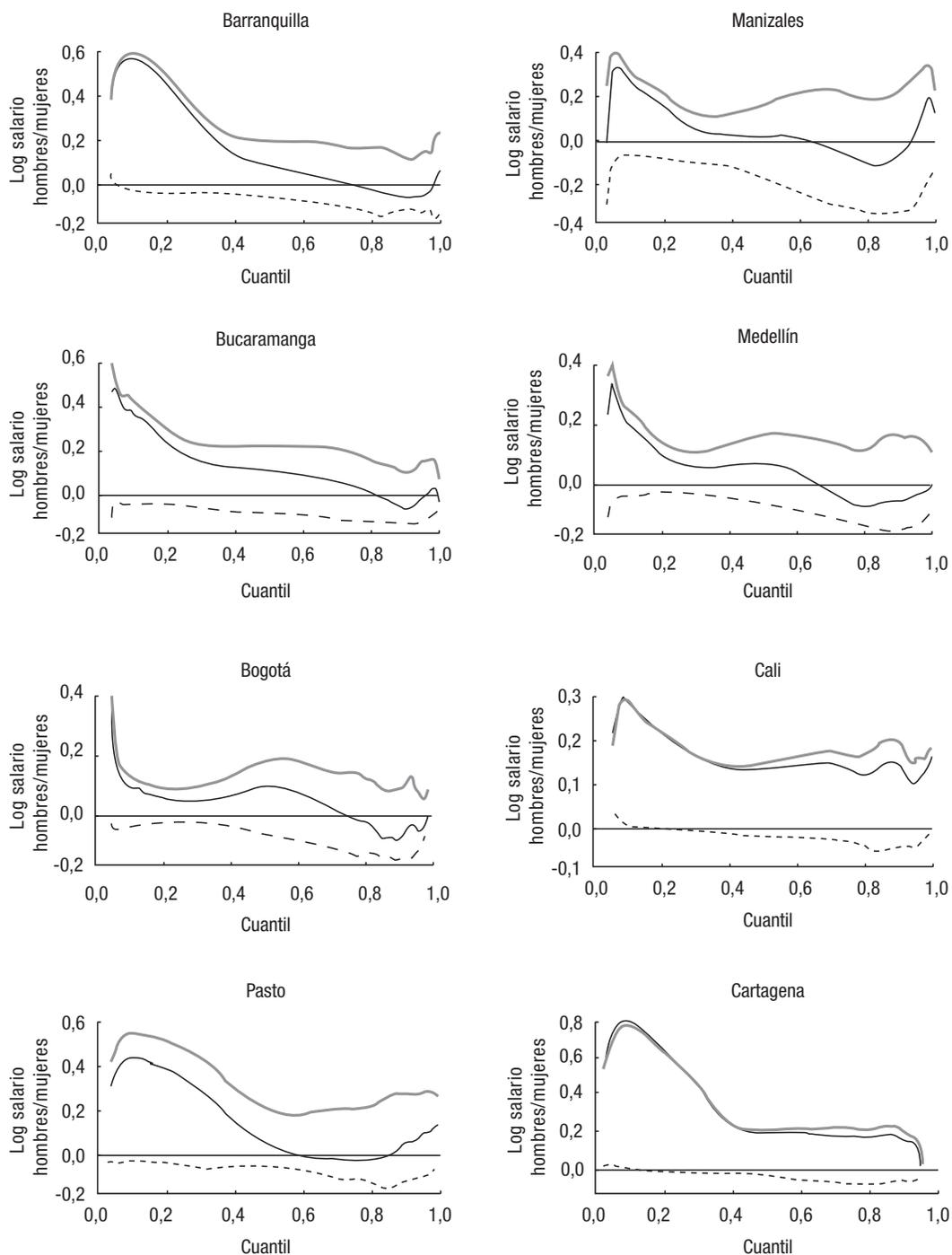
Nuevamente se encuentra la preponderancia de los estratos de ingreso bajos en la determinación de la forma de las curvas de la descomposición. En este sentido, cabe anotar que en ciudades como Cartagena, Montería, Barranquilla, Cúcuta, Ibagué y Pasto las brechas son más pronunciadas que en el resto de las ciudades.

Así mismo, en ciudades como Cali, Manizales y Villavicencio el diferencial es también importante en los estratos altos de la distribución de salarios.

Por otro lado, al observar la descomposición de la brecha salarial por género, se encuentra que, nuevamente, como lo mostró la metodología de BO por mínimos cuadrados, el efecto dotación es negativo. Este resultado se mantiene con contadas excepciones en todos los cuantiles de la distribución y en todas las ciudades. Ello sugiere que tanto para estratos bajos de ingresos, como para los altos, las mujeres deberían recibir una compensación más alta que los hombres, dadas sus características o su dotación de atributos para la productividad.

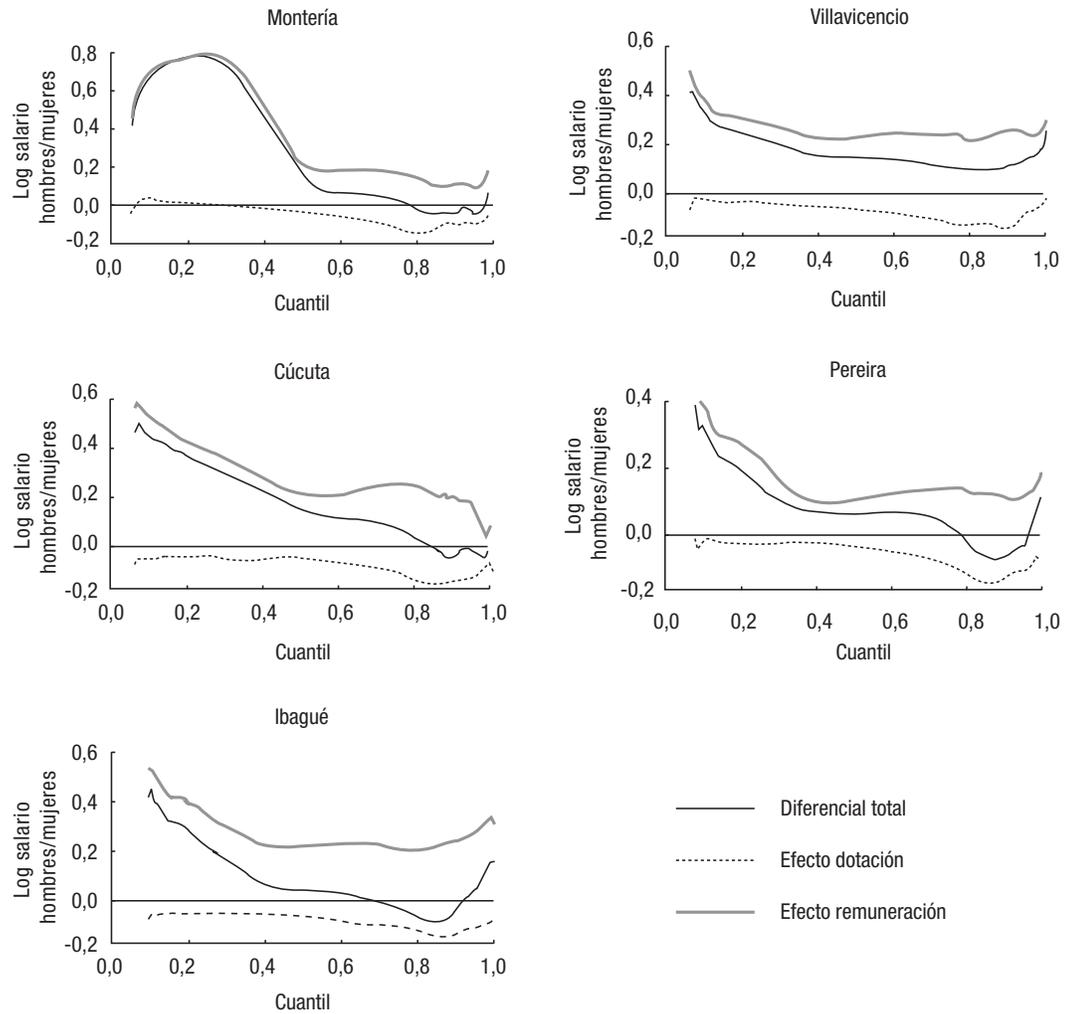
También se muestra en la descomposición que el efecto remuneración es positivo, en favor de los hombres en su totalidad, siendo más importante en los estratos bajos de ingreso. Dado que este efecto surge una vez se tienen en cuenta los atributos observados, la posible discriminación por género estaría presente en este componente. Con ello, lo que se concluye es que, si existe discriminación por género, ésta se hace más evidente en los estratos bajos de la distribución de salarios. Así mismo, ésta es más notoria en ciudades periféricas como las de la costa Caribe, y en Pasto (en la costa Pacífica). No se puede afirmar lo mismo de ciudades del centro de la actividad económica en el país como Bogotá, Cali, Medellín o Bucaramanga, o las otras ciudades del eje cafetero, como Manizales y Pereira.

**GRÁFICO 6. DESCOMPOSICIÓN DE LAS BRECHAS SALARIALES POR CIUDADES SEGÚN LOS CUANTILES DE DISTRIBUCIÓN, 2009**



(Continúa)

**GRÁFICO 6. DESCOMPOSICIÓN DE LAS BRECHAS SALARIALES POR CIUDADES SEGÚN LOS CUANTILES DE DISTRIBUCIÓN, 2009** (continuación)

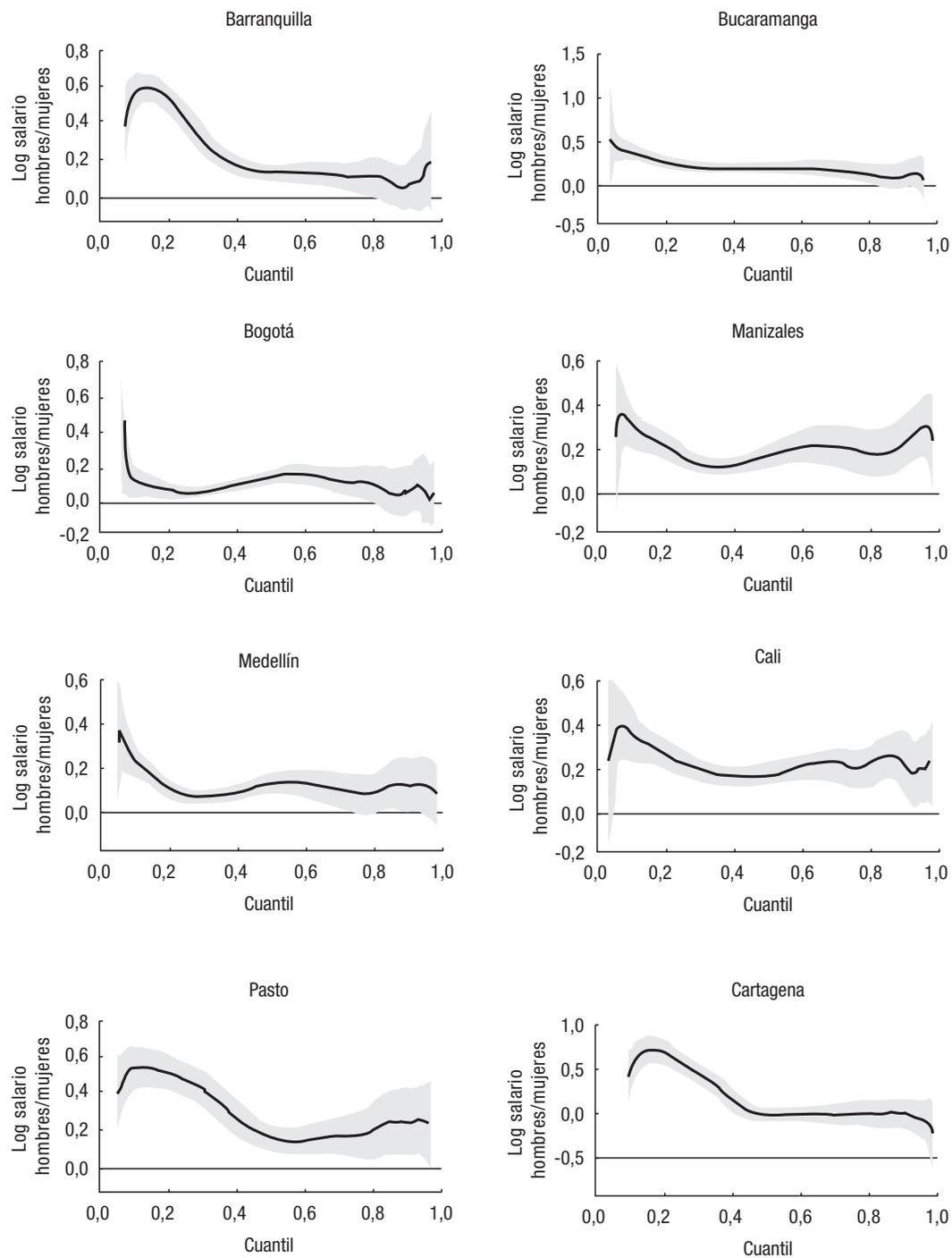


Nota: los gráficos no están representados en la misma escala.  
Fuente: cálculos del autor.

Los intervalos de confianza al 95% obtenidos en los ejercicios de remuestreo son presentados para el componente de remuneración en el Gráfico 7. Este efecto es significativamente diferente de cero en todos los percentiles de la distribución, excepto para ciudades como Barranquilla, Bucaramanga, Bogotá, Montería y Pereira, que hacia el final de la distribución incluyen el valor cero en el intervalo y son, por ello, estadísticamente no significativos en los cuantiles superiores. No obstante lo anterior, hay que anotar que este efecto resulta de la diferencia de los salarios de las mujeres si fueran remuneradas con los salarios de los hombres y los salarios que efectivamente reciben, pues es claro que este

efecto representa una diferencia significativa en la remuneración que deberían recibir las mujeres, dada por esta relación contrafactual.

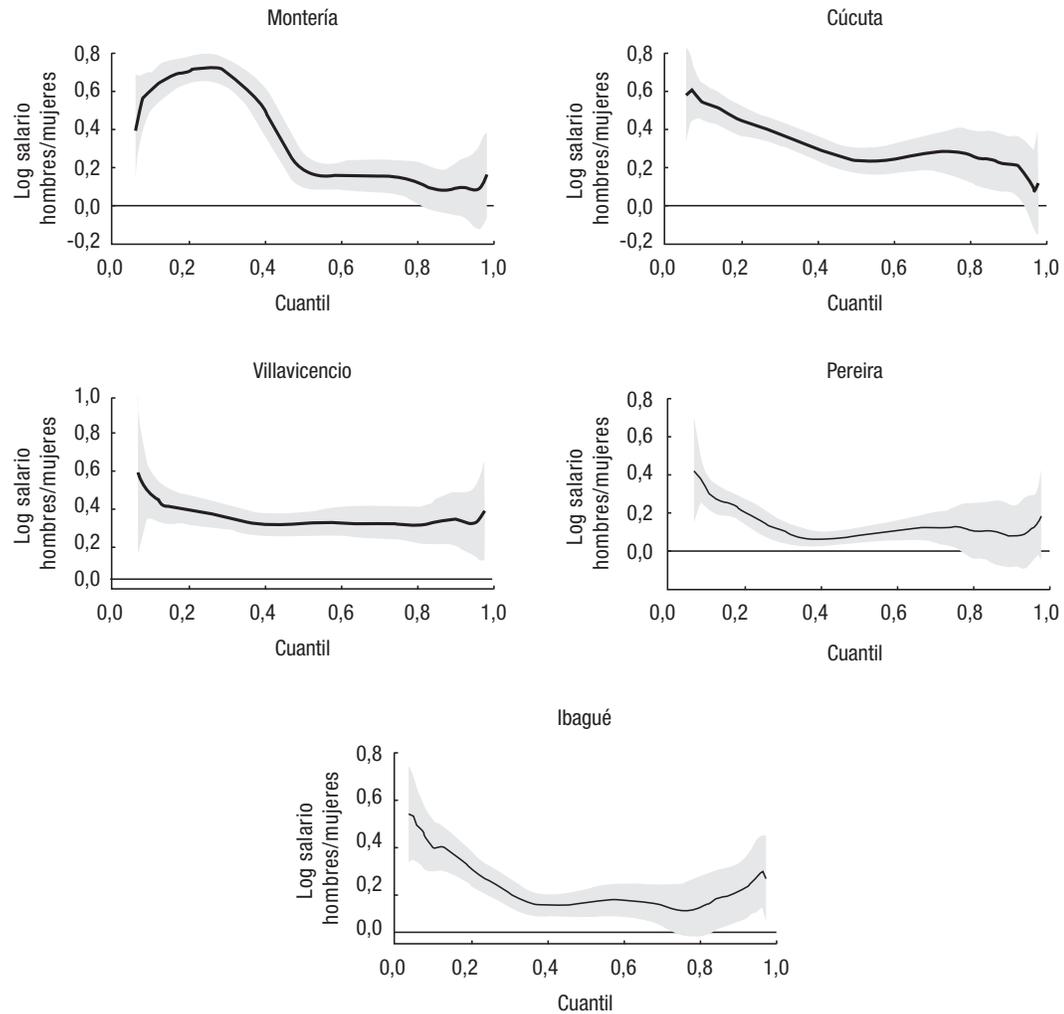
**GRÁFICO 7. BRECHA SALARIAL ATRIBUIDA AL EFECTO REMUNERACIÓN POR CUANTILES SEGÚN CIUDADES, 2009**



(Continúa)

**GRÁFICO 7. BRECHA SALARIAL ATRIBUIDA AL EFECTO REMUNERACIÓN POR CUANTILES SEGÚN CIUDADES, 2009**

(continuación)



Nota: el área gris representa el intervalo de confianza al 95% del efecto remuneración. Los gráficos no están presentados en la misma escala. Fuente: cálculos del autor.

Cabe resaltar que el efecto remuneración en ciudades como Barranquilla, Manizales, Villavicencio y Pereira tiende a aumentar hacia el final de la distribución. Este comportamiento, al ser imitado por el diferencial total, se constituye en lo que se conoce como el efecto “techo de cristal”. En los resultados mostrados en este estudio no se observa tal efecto, pues en los casos donde las brechas salariales son más altas en la parte superior de la distribución, dicho efecto no es significativo.

También es probable que cuando se eliminaron los puntos atípicos se haya “censurado” el efecto del techo de cristal; sin embargo, en la parte superior de la distribución de salarios sólo se eliminó el 0,5% de las observaciones, y sería

dudoso que los resultados del ejercicio estuvieran guiados principalmente por esa mínima porción de la distribución de salarios. Concentrarnos en la parte inferior de la distribución nos permite obtener conclusiones para una mayor fracción de la población afectada por la posible discriminación en el mercado laboral. En efecto, para esa porción de la mano de obra que se ubica en la parte inferior de la distribución, se muestran resultados que son estadísticamente significativos, a juzgar por los intervalos de confianza expuestos en el Gráfico 7.

Nótese que el comportamiento de los diferenciales salariales totales sigue una tendencia a ser más pronunciado al inicio, reduciéndose paulatinamente al acercarse a la mediana de la distribución. Esa caída se observa también en el promedio de las trece ciudades, y para cada una de éstas, igualmente, se presenta un quiebre en la tendencia, a partir del cual los diferenciales se mantienen, o son estadísticamente no significativos. Ese punto de quiebre no coincide en todas las ciudades pues, por ejemplo, en el caso de Montería está cerca a la mediana y en el de Ibagué está cerca al percentil 40, lo mismo que en Cartagena.

Al calcular la distribución acumulada de los salarios para cada ciudad y compararla con el cuantil que representa el salario mínimo, se encuentra una coincidencia bastante interesante. En el Cuadro 5 se muestra para cada una de las principales ciudades el cuantil en el cual se ubica el salario mínimo por hora, de acuerdo con la distribución de salarios de cada ciudad.

**CUADRO 5. CUANTIL REPRESENTADO POR EL SALARIO MÍNIMO EN LA DISTRIBUCIÓN DE SALARIOS POR CIUDADES, 2009**

Ciudad	Cuantil
Barranquilla	0,40
Bucaramanga	0,32
Bogotá	0,33
Manizales	0,41
Medellín	0,37
Cali	0,37
Pasto	0,51
Cartagena	0,42
Montería	0,52
Villavicencio	0,40
Cúcuta	0,54
Pereira	0,42
Ibagué	0,42
Trece ciudades	0,37

Fuente: cálculos del autor con base en GEIH.

Si se comparan dichos valores con los puntos de quiebre en los gráficos de la brecha salarial, se puede notar que éstos tienen una coincidencia casi perfecta; con lo cual, de nuevo dicho resultado parece sugerir que el salario mínimo representa ese punto de quiebre, antes del cual los diferenciales salariales son más pronunciados. En otras palabras, la discriminación por género que posiblemente exista en el mercado laboral colombiano es más evidente en los rangos de salarios bajos. Se destacan Bogotá, Bucaramanga, Medellín y Cali como las ciudades donde ese punto de quiebre es menor, en relación con el resto.

Posiblemente este resultado está asociado con que en esos rangos, aunque se esté tratando solamente con asalariados (es decir, excluyendo trabajadores por cuenta propia), el mercado laboral esté concentrado en el sector informal<sup>11</sup>. En efecto, ciudades como Medellín, Bogotá, Manizales, Pereira y Cali son las que muestran una mayor participación en el sector formal del mercado laboral (García, 2008). Montería, por ejemplo, a inicios de la década de 2000 presentaba la mayor participación de la informalidad en el mercado laboral, seguido de cerca por Cúcuta, Pasto, Villavicencio, Ibagué y Cartagena (DANE, 2004).

## VI. CONCLUSIONES

La existencia de brechas salariales por género es un fenómeno que, al igual que en muchos otros países, está presente en el mercado laboral colombiano. Esas brechas no son homogéneas en todo el territorio y ello justifica un análisis detallado de lo que ocurre en cada una de las ciudades del país, cosa que no había sido explorada en detalle en estudios previos.

Los resultados son consistentes en mostrar diferenciales de salarios positivos en favor de los hombres. Esto no puede ser atribuido completamente a la existencia de discriminación, por cuanto existen factores que pueden explicar parte de la brecha salarial. Para ello, en el presente estudio se empleó la descomposición de BO. Los resultados de la aplicación de tal metodología sugieren que las brechas salariales no están explicadas principalmente por los atributos observables de los individuos, pues en su mayoría se deben al efecto de diferencias en la remuneración a los atributos y a elementos no observados, que se agregan en el efecto remuneración. Ello implica la posible existencia de discriminación por género, por lo cual es importante que se le dé la debida atención a este resultado.

Al efectuar el análisis de los resultados de la descomposición de BO para el caso colombiano, el patrón que emerge de la comparación entre ciudades refleja

---

<sup>11</sup> Dentro de los trabajadores informales se cuentan asalariados como las empleadas domésticas, y los trabajadores y patronos de empresas de menos de diez empleados.

la centralidad del mercado laboral regional. De esta manera, las ciudades que muestran menores desigualdades de género están en el centro de la actividad económica del país. Así mismo, ciudades como Barranquilla, Bucaramanga, Ibagué, Pasto, Montería, Cúcuta y Cartagena, que en general pueden caracterizarse como periféricas, son precisamente aquellas zonas en donde las desigualdades de género son mayores.

Aunque es recurrente encontrar en la literatura de economía laboral que en Colombia las mujeres han aumentado su participación laboral y han obtenido, en promedio, mayores niveles de educación que los hombres, la remuneración obtenida por ellas no es consecuente con esa mayor presencia del género femenino en el mercado laboral.

Cuando se efectúa el análisis con base en las regresiones por cuantiles, se encuentran detalles interesantes. En primer lugar, las brechas salariales parecen tener mayor importancia en el grupo de ingresos bajos, especialmente en las ciudades pequeñas o apartadas del centro del país.

También se encuentra que, tanto para el promedio nacional como para las ciudades por separado, el salario mínimo representa un punto de quiebre a partir del cual las brechas de salarios por género tienden a reducirse. Este resultado es importante porque en gran parte de las ciudades las mayores brechas salariales se encuentran en grupos de individuos cuyo salario está por debajo del salario mínimo. Con ello, una legislación que haga cumplir que cada empleado por lo menos reciba una remuneración equivalente al salario mínimo por hora, puede ser útil para reducir las brechas salariales por género.

Finalmente, hay que anotar que aún existen problemas asociados con la estimación de los modelos basados en el método de BO, pues éstos adolecen de problemas de medición y sesgo por la omisión de variables relevantes que no son observadas. Estos elementos, de igual manera, pueden afectar la distribución de salarios, por lo cual, no necesariamente el efecto remuneración es atribuible por completo a la existencia de prácticas discriminatorias por parte de los empleadores. Dentro de esos elementos no observados se cuentan las habilidades innatas de los individuos, la calidad de la educación, la motivación que incide en la decisión de participar exitosamente en el mercado de trabajo, entre otros. No está claro si estos elementos afectan homogéneamente tanto a hombres como a mujeres, de tal manera que en promedio las brechas salariales podrían ser las mismas aún si se tuvieran variables que midieran dichos atributos.

## REFERENCIAS

- Abadía, Luz Karime (2005). “Discriminación salarial por sexo en Colombia: un análisis desde la discriminación estadística”, *Documentos de Economía*, núm. 17, Pontificia Universidad Javeriana.
- Albrecht, James; Van Vuuren, Aico; Vroman, Susan (2009). “Counterfactual Distributions with Sample Selection Adjustments: Econometric Theory and an Application to the Netherlands”, *Labour Economics*, Elsevier, vol. 16, núm. 4, pp. 383-396, agosto.
- Ángel-Urdinola, Diego; Wodon, Quentin (2006). “The Gender Wage Gap and Poverty in Colombia”, *Labour*, núm. 20, pp. 721-739.
- Arrow, K. J. (1972). “Models of Job Discrimination”, en: Anthony Pascal (editor). *Racial Discrimination in Economic Life*. Massachusetts: Lexington books.
- Ashenfelter, O.; Oaxaca, R. (1987). “The Economics of Discrimination: Economists Enter the Courtroom”, *American Economic Review*, vol. 77, núm. 2, pp. 321-25.
- Badel, Alejandro; Peña, Ximena (2009). “*Decomposing the Gender Wage Gap with Sample Selection Adjustment: Evidence from Colombia*”. Mimeo, Universidad de los Andes, Bogotá.
- Baquero, Jairo.(2001). “Estimación de la discriminación salarial por género para los trabajadores asalariados urbanos de Colombia (1984-1999)”, *Borradores de Investigación*, núm. 13.
- Barón, Juan D.; Cobb-Clark, Deborah (2010). “Occupational Segregation and the Gender Wage Gap in Private- and Public-Sector Employment: A Distributional Analysis”, *Economic Record*, núm. 86, pp. 227-246.
- Becker, Gary Stanley (1971). “*The Economics of Discrimination*”, Chicago: University of Chicago Press.
- Bernat, Luisa (2005). “Análisis de género de las diferencias salariales en las siete principales áreas metropolitanas colombianas: ¿Evidencia de discriminación?”, *Documento PNUD*.
- Bernat, Luisa (2009). “*¿Quiénes son las mujeres discriminadas?: enfoque distributivo de las diferencias salariales por género*”. Borradores de economía y finanzas, Universidad ICESI.
- Blinder, Alan S (1973). “Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates”, *The Journal of Human Resources*, vol. 8, núm. 4 otoño, pp. 436-455.
- DANE (2004). “Informalidad laboral en las trece principales áreas y ciudades colombianas, 2001- 2003 (abril-junio)”, *Documentos técnicos Sobre Mercado Laboral*, documento de la Dirección de Metodología y Producción Estadística.

- Duncan, G. M.; Leigh, D. E. (1980). "Wage Determination in the Union and Non-Union Sectors: A Sample Selectivity Approach", *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 34, núm. 1, pp. 24-34.
- Fernández, María (2006). "Determinantes del diferencial salarial por género en Colombia, 1997-2003", *Revista Desarrollo y Sociedad*, vol. 58, núm. 2, pp. 165-208.
- Galvis, L. A. (2010). "Comportamiento de los salarios reales en Colombia: Un análisis de convergencia condicional, 1984-2009", *Documentos de trabajo sobre Economía Regional*, núm. 127, Banco de la República, Cartagena.
- García, Gustavo (2008). "Informalidad regional en Colombia: evidencia y determinantes", *Desarrollo y Sociedad*, primer semestre, pp. 43-86.
- Heckman, J. (1979). "Sample Selection Bias as a Specification Error", *Econometrica*, vol. 47, núm 1, pp. 153-162.
- Hoyos, Alejandro; Ñopo, Hugo; Peña, Ximena (2010). "The Persistent Gender Earnings Gap in Colombia, 1994-2006", *Documentos CEDE*, núm. 32, Universidad del los Andes.
- Koenker, Roger W.; Bassett, Gilbert Jr. (1978). "Regression Quantiles", *Econometrica*, vol. 46, núm. 1, pp. 33-50.
- Machado, J. A.; Mata, J. (2005). "Counterfactual Decomposition of Changes in Wage Distributions Using Quantile Regression", *Journal of Applied Econometrics*, vol. 20, núm. 4, pp. 445-465.
- Melly, B. (2005). "Decomposition of Differences in Distribution using Quantile Regression", *Labour Economics*, vol. 12, núm. 4, pp. 577-590.
- Melly, B. (2007). "Estimation of Counterfactual Distributions Using Quantile Regression", (mimeo), University of St. Gallen.
- Neuman, S.; Oaxaca, R. L. (2004). "Wage Decompositions with Selectivity-Corrected Wage Equations: A Methodological Note", *The Journal of Economic Inequality*, vol. 2, núm. 1, pp. 3-10.
- Observatorio Laboral para la Educación (2010). Foro: "Seguimiento a graduados y necesidades del sector productivo", junio 29 y 30 de 2010, Bogotá.
- Oaxaca, Ronald (1973). "Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets", *International Economic Review*, vol. 14, núm. 3 octubre, pp. 693-709.
- Phelps, Edmund S. (1972). "The Statistical Theory of Racism and Sexism", *American Economic Review*, núm. 62, pp. 659-61.
- Reimers, C. W. (1983). "Labor Market Discrimination against Hispanic and Black Men", *The Review of Economics and Statistics*, vol. 65, núm. 4, pp. 570-79.
- Romero P., Julio (2007). "¿Discriminación laboral o capital humano?: determinantes del ingreso laboral de los afrocartageneros", *Documentos de Trabajo sobre Economía Regional*, Banco de la República, Cartagena; publicado en este libro, pp. 121-163
- Tenjo, J.; Herrera, P. (2009). "Dos ensayos sobre discriminación: discriminación salarial y discriminación en acceso al empleo por origen étnico y por género",

*Documentos de Economía, Pontificia Universidad Javeriana*, núm. 17, Departamento de Economía.

- Tenjo, Jaime (1993). “1976-1989: cambios en los diferenciales salariales entre hombres y mujeres”, *Planeación & Desarrollo*, núm. 24, pp. 117-132.
- Tenjo, Jaime; Ribero, Rocío; Bernat Díaz, Luisa Fernanda (2006). “Evolución de las diferencias salariales de género en seis países de América Latina”, C. Piras (ed), *Mujeres y Trabajo en América Latina*, Washington, D.C.
- Weichselbaumer, D.; Winter-Ebmer, R. (2005). “A Meta-Analysis of the International Gender Wage Gap”, *Journal of Economic Surveys*, núm. 19, pp. 479-511.
- Yun, Myeong-Su (2009). “Wage Differentials, Discrimination and Inequality: A Cautionary Note on the Juhn, Murphy & Pierce Decomposition Method”, *Scottish Journal of Political Economy*, núm. 56, pp. 114-122.

## ANEXOS

### ANEXO 1. DESCOMPOSICIÓN DEL DIFERENCIAL SALARIAL PROMEDIO DE HOMBRES Y MUJERES

Variable	Media	Desviación estándar
Log (salario/hora)	8,02	0,65
Hombre = 1	0,54	0,50
Barranquilla	0,07	0,25
Bucaramanga	0,05	0,21
Manizales	0,02	0,14
Medellín	0,19	0,40
Cali	0,10	0,31
Pasto	0,01	0,11
Cartagena	0,03	0,17
Montería	0,01	0,11
Villavicencio	0,02	0,12
Cúcuta	0,03	0,16
Pereira	0,03	0,17
Ibagué	0,02	0,14
Edad	36,89	8,45
Primaria	0,11	0,31
Secundaria	0,47	0,50
Superior	0,36	0,48
Casado	0,57	0,49
Gobierno	0,08	0,27
Doméstico	0,07	0,25

N = 51.898

Fuente: cálculos del autor con base en DANE (GEIH).

**ANEXO 2. DESCOMPOSICIÓN DEL DIFERENCIAL SALARIAL PROMEDIO DE HOMBRES Y MUJERES**

ESPECIFICACIÓN	CIUDAD	SIN CORRECCIÓN POR SESGO DE SELECCIÓN				CON CORRECCIÓN POR SESGO DE SELECCIÓN			
		DIFERENCIAL	DOTACIÓN	REMUNERACIÓN	RESIDUAL	DIFERENCIAL	DOTACIÓN	REMUNERACIÓN	RESIDUAL
1	Trece ciudades	10,02	-8,45	17,01	1,45	-6,31	-14,34	-0,37	
2	Trece ciudades	10,02	-8,44	17	1,46	-8,77	31,18	2,05	
3	Trece ciudades	10,02	-7,86	16,24	1,64	-8,19	30,47	2,22	
1	Barranquilla	19,02	-6,89	23,74	2,17	-6,92	51,45	2,69	
2	Barranquilla	19,02	-6,7	23,69	2,03	-6,72	46,28	2,09	
3	Barranquilla	19,02	-3,17	23,26	-1,08	-3,2	46,17	-1,2	
1	Bucaramanga	18,26	-8,59	24,23	2,61	-8,75	40,06	2,59	
2	Bucaramanga	18,26	-8,4	23,88	2,78	-8,57	37,95	2,42	
3	Bucaramanga	18,26	-5,72	23,27	0,7	-5,88	37,13	0,31	
1	Bogotá	5,6	-7,76	12,78	0,58	-8,63	45,48	1,6	
2	Bogotá	5,6	-7,68	12,68	0,59	-8,42	40,59	1,4	
3	Bogotá	5,6	-7,8	12,31	1,08	-8,47	40,1	1,83	
1	Cali	9,97	-10,57	18,52	2,03	-12,37	59,84	3,97	
2	Cali	9,97	-10,54	18,38	2,13	-11,83	48,62	3,43	
3	Cali	9,97	-8,95	15,44	3,48	-10,22	45,99	4,67	
1	Manizales	5,27	-11,42	14,37	2,31	-12,53	33,92	3,74	
2	Manizales	5,27	-11,48	14,46	2,29	-12,5	29,64	3,64	
3	Manizales	5,27	-11,75	14,32	2,7	-12,76	29,49	4,04	
1	Medellín	16,63	-1,83	18,47	-0,01	-1,88	36,22	0,21	
2	Medellín	16,63	-1,95	18,81	-0,23	-2,1	33,19	0,34	
3	Medellín	16,63	-0,62	17,08	0,17	-0,77	31,58	0,68	
1	Pasto	21,66	-8,21	27,65	2,22	-8,46	62,55	2,29	
2	Pasto	21,66	-8,11	27,45	2,32	-8,27	57,91	1,77	
3	Pasto	21,66	-5,02	28,34	-1,66	-5,18	59,01	-2,42	
1	Cartagena	44,87	7,24	40	-2,37	4,93	-75,97	-0,39	
2	Cartagena	44,87	7,31	39,91	-2,35	4,62	-74,71	0,25	
3	Cartagena	44,87	9,17	37,95	-2,25	5,88	-75,94	0,94	
1	Montería	38,68	1,61	37,82	-0,76	1,59	37,53	-0,68	
2	Montería	38,68	1,59	37,87	-0,79	1,58	35,57	-0,75	

(Continúa)

## ANEXO 2. DESCOMPOSICIÓN DEL DIFERENCIAL SALARIAL PROMEDIO DE HOMBRES Y MUJERES (continuación)

ESPECIFICACIÓN	CIUDAD	SIN CORRECCIÓN POR SESGO DE SELECCIÓN				CON CORRECCIÓN POR SESGO DE SELECCIÓN			
		DIFERENCIAL	DOTACIÓN	REMUNERACIÓN	RESIDUAL	DIFERENCIAL	DOTACIÓN	REMUNERACIÓN	RESIDUAL
3	Montería	38,68	9,59	34,93	-5,85	9,59	33,27	-5,82	
1	Villavicencio	14,68	-7,93	20,73	1,88	-7,76	33,29	2,16	
2	Villavicencio	14,68	-7,98	20,81	1,84	-8,09	38,89	2,51	
3	Villavicencio	14,68	-2,44	17,82	-0,71	-2,58	36,57	0,5	
1	Cúcuta	21,97	-13,54	31,36	4,15	-14,82	60,86	5,13	
2	Cúcuta	21,97	-13,61	31,54	4,04	-14,88	57,07	5,41	
3	Cúcuta	21,97	-11,84	31,18	2,63	-13,09	56,32	4,07	
1	Pereira	3,29	-8,9	10,3	1,89	-10,29	36,58	3,47	
2	Pereira	3,29	-8,93	10,46	1,77	-10,32	33,16	3,46	
3	Pereira	3,29	-7,12	10,11	0,3	-8,45	34,54	1,86	
1	Ibagué	10,74	-12,16	19,8	3,1	-12,44	31,94	3,45	
2	Ibagué	10,74	-12,04	19,51	3,28	-12,23	27,76	3,45	
3	Ibagué	10,74	-12,58	18,54	4,78	-12,76	26,89	4,96	

Fuente: cálculos del autor con base en DANE (GEIH).

### ANEXO 3. REGRESIÓN POR CUANTILES DE LOS SALARIOS DE LAS MUJERES EN LAS TRECE PRINCIPALES CIUDADES, 2009

DEPENDIENTE: LOG(SALARIO POR HORA)	CUANTIL 0,01	CUANTIL 0,1	CUANTIL 0,25	CUANTIL 0,5	CUANTIL 0,75	CUANTIL 0,9	CUANTIL 0,99	MCO
Barranquilla	-0,081	-0,204***	-0,209***	-0,167***	-0,190***	-0,218***	-0,229***	-0,229***
Bucaramanga	0,055	-0,070***	-0,087***	-0,069***	-0,084***	-0,113***	-0,1	-0,104***
Manizales	-0,204	-0,192***	-0,195***	-0,101***	-0,156***	-0,165***	-0,177**	-0,180***
Medellín	0	-0,031	-0,018	-0,022**	-0,074***	-0,070***	-0,151**	-0,047***
Cali	-0,11	-0,086***	-0,058***	-0,017	-0,034*	-0,037*	-0,062	-0,060***
Pasto	-0,393**	-0,500***	-0,398***	-0,319***	-0,256***	-0,253***	-0,275***	-0,349***
Cartagena	-0,115	-0,321***	-0,293***	-0,264***	-0,257***	-0,297***	-0,387***	-0,312***
Montería	-0,260*	-0,438***	-0,407***	-0,204***	-0,152***	-0,109***	-0,186**	-0,270***
Villavicencio	-0,051	-0,147***	-0,120***	-0,048***	-0,048**	-0,042*	-0,074	-0,096***
Cúcuta	-0,23	-0,292***	-0,259***	-0,168***	-0,190***	-0,218***	-0,273***	-0,227***
Pereira	0,067	-0,051**	-0,068***	-0,050***	-0,100***	-0,146***	-0,322***	-0,113***
Ibagué	-0,368**	-0,251***	-0,228***	-0,146***	-0,162***	-0,187***	-0,126	-0,223***
edad	0,05	0,014	0,017***	0,009**	0,017**	0,019**	0,043	0,027***
edad2	-0,555	-0,136	-0,174**	-0,069	-0,145*	-0,148	-0,383	-0,260***
Primaria	-0,253	0,110***	0,056**	0,027	0,018	0,021	0,095	0,035*
Secundaria	0,102	0,278***	0,181***	0,110***	0,161***	0,167***	0,249*	0,181***
Superior	0,558**	0,623***	0,538***	0,692***	1,051***	1,317***	1,505***	0,854***
Casado	-0,021	-0,027*	-0,024**	-0,022***	-0,051***	-0,068***	-0,179***	-0,056***
Gobierno	0,680***	0,573***	0,570***	0,554***	0,455***	0,381***	0,188**	0,481***
Doméstico	-0,485***	-0,533***	-0,523***	-0,428***	-0,288***	-0,305***	-0,567***	-0,438***
Minería	0,182	0,247	0,749***	0,804***	1,082***	0,872***	0,299***	0,722***
Industria	-0,357	-0,206***	-0,045	-0,003	0,015	-0,074	-0,064	-0,085*
Servicios	-0,392	-0,212***	-0,06	0,004	0,039	-0,03	-0,067	-0,080*
Trimestre 1	0,072	0,049**	0,058***	0,053***	0,068***	0,084***	0,048	0,064***
Trimestre 2	-0,087	-0,013	-0,018	-0,020*	0,003	0,027	-0,065	-0,006
Trimestre 3	0,018	0,001	0,030*	0,017	0,042**	0,052**	-0,082	0,028**
Constante	5,874***	7,062***	7,162***	7,422***	7,348***	7,564***	7,745***	7,107***
Pseudo-R2	0,14	0,29	0,27	0,3	0,38	0,39	0,33	0,5

Nota: \*  $p < 0,05$ ; \*\*  $p < 0,01$ ; \*\*\*  $p < 0,001$ .  $N = 24.011$ . Primaria, secundaria y superior son variables binarias que indican el nivel educativo. Gobierno es una variable binaria igual a uno para los que trabajan en el gobierno. Doméstico hace referencia a los trabajadores domésticos, que en este caso agregan empleadas domésticas y jornaleros. Minería, industria y servicios son variables binarias para identificar el sector económico donde labora el individuo.

Fuente: cálculos del autor.

#### ANEXO 4. REGRESIÓN POR CUANTILES DE LOS SALARIOS DE LOS HOMBRES EN LAS TRECE PRINCIPALES CIUDADES, 2009

DEPENDIENTE: LOG(SALARIO POR HORA)	CUANTIL 0,01	CUANTIL 0,1	CUANTIL 0,25	CUANTIL 0,5	CUANTIL 0,75	CUANTIL 0,9	CUANTIL 0,99	MCO
Barranquilla	-0,117	-0,086***	-0,081***	-0,101***	-0,154***	-0,233***	-0,091	-0,141***
Bucaramanga	0,039	0,005	0,023	0,027*	0,037*	-0,028	-0,002	0,007
Manizales	-0,378***	-0,124***	-0,102***	-0,096***	-0,110***	-0,148***	-0,044	-0,112***
Medellín	-0,078	0,004	-0,009	-0,020*	-0,024	-0,076***	-0,097	-0,029***
Cali	-0,248**	-0,006	-0,013	0,008	0,006	-0,026	-0,029	-0,012
Pasto	-0,386***	-0,363***	-0,299***	-0,228***	-0,218***	-0,288***	-0,147	-0,255***
Cartagena	-0,139	-0,048*	-0,060***	-0,061***	-0,099***	-0,174***	-0,128	-0,116***
Montería	-0,359***	-0,175***	-0,164***	-0,120***	-0,144***	-0,209***	-0,174*	-0,146***
Villavicencio	-0,190*	-0,047*	-0,069***	0,014	0,038*	-0,007	0,052	-0,014
Cúcuta	-0,168	-0,126***	-0,136***	-0,106***	-0,107***	-0,148***	-0,161*	-0,121***
Pereira	0,062	-0,047*	-0,074***	-0,081***	-0,121***	-0,212***	-0,225***	-0,104***
Ibagué	-0,297**	-0,177***	-0,150***	-0,105***	-0,114***	-0,168***	-0,155*	-0,145***
edad	0,066*	0,025***	0,021***	0,021***	0,030***	0,034***	0,083***	0,035***
edad2	-0,828*	-0,281***	-0,231***	-0,198***	-0,282***	-0,301**	-0,901**	-0,345***
Primaria	0,355**	0,090***	0,092***	0,060***	0,060**	0,081*	0,134	0,093***
Secundaria	0,566***	0,263***	0,218***	0,178***	0,250***	0,303***	0,472***	0,270***
Superior	1,018***	0,553***	0,559***	0,758***	1,106***	1,374***	1,549***	0,907***
Casado	-0,045	-0,067***	-0,056***	-0,069***	-0,106***	-0,175***	-0,178***	-0,103***
Gobierno	0,436***	0,438***	0,487***	0,507***	0,459***	0,395***	0,198*	0,436***
Doméstico	-0,304***	-0,345***	-0,276***	-0,174***	-0,109*	-0,185*	-0,281***	-0,217***
Minería	0,279	0,244**	0,381***	0,561***	0,630***	0,495***	0,789***	0,501***
Industria	-0,172	0,029	0,085**	0,068*	0,095**	0,092	0,1	0,061*
Servicios	-0,19	-0,063	0,02	0,019	0,056	0,049	0,138	0,017
Trimestre 1	-0,035	0,017	0,040***	0,030**	0,018	0,01	0,021	0,019*
Trimestre 2	-0,025	-0,037*	-0,01	-0,014	-0,013	-0,015	-0,061	-0,015
Trimestre 3	-0,169*	-0,024	-0,008	0,005	-0,001	-0,002	-0,007	-0,01
Constante	5,350***	6,789***	6,997***	7,175***	7,122***	7,310***	6,705***	6,863***
Pseudo-R2	0,13	0,12	0,13	0,21	0,3	0,36	0,33	0,4

Nota: \* p<0,05; \*\* p<0,01; \*\*\* p<0,001. N = 27.887. Primaria, secundaria y superior son variables binarias que indican el nivel educativo. Gobierno es una variable binaria igual a uno para los que trabajan en el gobierno. Doméstico hace referencia a los trabajadores domésticos, que en este caso agregan empleadas domésticas y jornaleros. Minería, industria y servicios son variables binarias para identificar el sector económico donde labora el individuo.

Fuente: cálculos del autor.