

Diferenciales salariales en el Área Metropolitana de Medellín, a través de regresiones por cuantiles en el período 2002-2006

Income differential in the metropolitan area of Medellin, through quantile regressions in the period of 2002-2006

*Carlos Andrés Cano Gamboa**

*Marcela Orozco Chávez***

Fecha de recepción: 28/01/2011 -

Fecha de aceptación: 30/05/2011

* Magíster de Economía por la Universidad de Antioquia. Economista por la Universidad EAFIT. Coordinador de Productividad y competitividad, Proantioquia, Colombia.
ccanogam@eafit.edu.co

** Especialista en Finanzas por la Universidad EAFIT, Economista de la misma Universidad. Trabaja actualmente en el área de Productividad y competitividad, Proantioquia, Colombia.
morozcoc@eafit.edu.co

Resumen

Este artículo tiene como objetivo medir el impacto de las diferencias salariales por género en el Área Metropolitana de Medellín en el período 2002-2006, teniendo en cuenta variables como la experiencia, el nivel educativo, el sector económico y el nivel socioeconómico, a través de la formulación de un modelo de regresiones por cuantiles. Se encuentra evidencia de que existe una brecha salarial entre hombres y mujeres, a favor de los hombres. Se demuestra que el impacto de la educación en el logaritmo del salario por hora es mayor que el impacto de la experiencia, y que las mujeres presentan mayores niveles de educación que los hombres, pero reciben menor pago, lo que podría significar discriminación por género en el mercado laboral de Medellín para el período de análisis.

Palabras clave

Diferenciación Salarial, Economía de la Educación, Regresión por Cuantiles.

Abstract

This article aims to measure the impact of the gender wage gap in the Metropolitan Area of Medellín in the period 2002-2006, taking into account variables such as experience, educational level, economic sector and the socioeconomic level, through the formulation of a model of quantile regressions. We found evidence that there is a wage gap between men and women, for men. It shows that the impact of education on the logarithm of the hourly wage is greater than the impact of the experience, and that women have higher levels of education than men, but receives less pay, reflecting possible gender discrimination in the Medellín labor market for the period of analysis.

Key words

Wage Differentiation, Economics of Education, Quantile Regression.

Clasificación JEL: J16, J24, J31, J71

Introducción

La Economía de la Educación ha tomado gran relevancia en la teoría económica, principalmente por los avances metodológicos para estimar el rendimiento de este tipo de inversión y por la incidencia que tiene el capital humano en el crecimiento y el desarrollo económico. La teoría del capital humano plantea que los individuos al educarse están incrementando sus capacidades y, por ende, aumentan su productividad marginal, lo que debe reflejarse en mayor nivel salarial. La educación tiene en cuenta un stock de conocimientos individuales, o de la sociedad en su conjunto, y es por medio de la Economía de la Educación que se estudian las decisiones de inversión en este stock.

En este artículo se tiene en cuenta el fenómeno de la diferenciación salarial, teniendo presente variables como la experiencia, el género y el nivel educativo como variables explicativas del nivel promedio salarial. Se esperaría que una persona que tenga mayor nivel de educación tuviera mayor nivel de remuneración salarial, sin importar su género; pero la evidencia empírica demuestra que persiste una diferencia salarial. Esto motivó a estudiar las brechas existentes por género en la remuneración salarial en el Área Metropolitana de Medellín, en el período 2002-2006.

Las brechas salariales se pueden presentar por la diferencia que existe en la productividad marginal, originada en la dotación inicial de capital humano, por las habilidades individuales y las destrezas del trabajador. Estos aspectos se denominarán como condiciones no observables del individuo. Existe otro tipo de discriminación, que denominaremos condiciones observables, que se presentan por el trato diferencial en el salario, oportunidades de participación en áreas de alto nivel gerencial y de toma de decisiones y en las oportunidades de ascenso, por género, raza, edad, experiencia o nivel social, a pesar de desempeñar un trabajo similar y tengan las mismas condiciones y atributos.

La realidad del mercado se aleja de las condiciones neoclásicas de libre competencia en el que los costos de transacción son nulos, la información es simétrica, no existe selección adversa ni riesgo moral y los mercados se aclaran con rapidez y el equilibrio tiende al estado estacionario, para ello se requiere que los precios sean flexibles y que las conductas sean adaptativas. Cuando los mercados son imperfectos, el ajuste no se genera en el corto plazo y existen desequilibrios constantes, principalmente en el mercado laboral. En este contexto existe la posibilidad de discriminación salarial más duradera. Por ejemplo,

Diferenciales salariales en el Área Metropolitana de Medellín, a través de Regresiones por Cuantiles en el período 2002-2006CARLOS ANDRÉS CANO GAMBOA
MARCELA OROZCO CHÁVEZ

un monopolio puede sacrificar parte de sus ganancias a cambio de emplear hombres que son más costosos, aunque igualmente productivos que las mujeres. Esto sin embargo, tiene límites porque si el mercado laboral es competitivo, se requeriría que el monopolio pagase a los hombres salarios por encima de la tarifa de mercado” (Tenjo, Ribero & Bernat, 2005, p. 5).

El mercado del trabajo es inestable porque los demás mercados no se ajustan de manera eficiente. Las condiciones de acumulación de capital humano desiguales, la asimetría de la información, la flexibilización y las condiciones del sistema generan brechas salariales y segmentación en los mercados, lo que repercute en procesos sociales inestables. La discriminación en el mercado laboral parte de las condiciones del sistema educativo y de las condiciones desiguales de competencias laborales. Esto genera que las diferencias en los salarios sean marcadas en segmentos de edad y por sexo. La desigualdad salarial estudia las brechas que afectan los salarios y/o la ocupación de los individuos a través de diferentes mecanismos. Se destaca en este campo dos tipos de teorías, la discriminación basada en gustos y la discriminación estadística.

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

A pesar de que las mujeres cada vez participan más en el mercado de trabajo, todavía son las principales responsables de las labores del hogar y la familia, situación ante la cual la respuesta del mercado puede ser la de pagarles menores salarios o la segregación ocupacional. Trabajos empíricos como los de Waldfogel (1998) y Anderson, et. al. (2003) encuentran evidencia de que existen penalidades asociadas con la tenencia de hijos y las interrupciones en la vida laboral de las mujeres¹.

1 Waldfogel (1998) encuentra que las mujeres con hijos ganan entre un 10% y 15% menos que las mujeres solteras sin hijos, incluso después de controlar por productividad. Es más, el diferencial persiste cuando se controla por experiencia efectiva y duración de la jornada laboral. Otra de las posibles causas para la existencia de penalidades ligadas al rol de la mujer en la familia, son las diferencias en las características productivas observables que surgen de la división del trabajo al interior del hogar.

Según esta teoría, existe una diferencia en productividad entre hombres y mujeres debido a que éstas anticipan las interrupciones y la vida laboral más corta, lo cual las lleva a hacer menores inversiones en capital humano y entrenamiento para el trabajo. Tal como lo plantean Mincer (1974)² y Becker (1985) esta división del trabajo al interior del hogar no sólo se puede traducir en diferencias en las dotaciones de capital humano sino en una segregación de las mujeres (ya sea por parte del mercado o por decisión de ellas mismas) a ciertos tipos de trabajo “amigables con la familia”. Por ejemplo, aquellos trabajos con horarios flexibles o de media jornada que les permitan desarrollar a cabalidad ambos roles, los cuales pueden presentar menores niveles de remuneración.

La teoría de la discriminación basada en gustos fue desarrollada inicialmente por Gary Becker y parte de la base de que existe un prejuicio personal del empleador, los empleados o los consumidores hacia algún grupo o minoría de la población. Según se plantea en Becker (1971), el gusto por la discriminación se puede representar con un coeficiente de discriminación que actúa como un impuesto y que puede ser positivo o negativo según se trate de discriminación o gusto especial, respectivamente.

Tenjo y Herrera (2009) explican que la teoría de la discriminación basada en gustos sería una situación en la que,

Los individuos de las minorías tendrían salarios inferiores o menor acceso al empleo porque los miembros de las mayorías (que supuestamente toman las decisiones) consideran indeseable trabajar, contratar, o comprar productos o servicios de los primeros. La diferencia salarial a favor de la mayoría (menores salarios para la minoría) o el menor acceso al empleo son la “compensación” que los miembros de las mayorías requieren por la desutilidad que les implica compartir con miembros de las minorías (p. 4).

A diferencia de la discriminación originada en los gustos o preferencias de los individuos, en la teoría de discriminación estadística desarrollada por Arrow (1971) y Phelps (1972), la discriminación surge de las percepciones que tengan los individuos de la realidad. Así las cosas, si por alguna razón los empleadores creen que un grupo A de la población tiene menor productividad que un grupo B, esto se reflejará en que sólo estarían

2 La ecuación de Mincer estima el efecto que tienen variables de capital humano sobre el logaritmo del ingreso salarial. El parámetro de la variable Educación es la medida de la tasa interna de retorno promedio y se puede interpretar como el cambio porcentual en el ingreso del individuo si su nivel de educación aumenta en una unidad, manteniendo lo demás constante, obteniéndose una medida promedio de la tasa de retorno de la educación en general.

dispuestos a contratar miembros del grupo A, a un salario menor que el que le pagarían a los del grupo B.

Tenjo y Herrera (2009, pág. 4) argumentan que:

La discriminación estadística es el tipo de discriminación que se da por el hecho de que no es posible observar directamente y evaluar los niveles de productividad (efectiva o potencial) de los individuos. En ese caso, los empleadores toman decisiones basadas en indicadores (imperfectos) de productividad dentro de los cuales las características observables (sexo, color, origen étnico, práctica religiosa, etc.) aparecen como factores correlacionados con menores niveles de productividad (p. 4).

En Colombia se ha avanzado en el estudio de la discriminación salarial, no solo por género sino también por condiciones productivas regionales. Teniendo como referente la teoría del capital humano, Quiñones y Rodríguez (2009) examinan las diferencias regionales, como indicador de las variaciones en los ingresos de los individuos pertenecientes a ellas. Se utilizaron para este fin estimaciones por Mínimos Cuadrados Ordinarios y la descomposición de Oaxaca-Blinder, corrigiendo el sesgo de selección por el método propuesto por Heckman, usando los datos de la Encuesta Continua de Hogares en el segundo trimestre del 2006 para las trece principales áreas metropolitanas colombianas. La conclusión es que “con Bogotá como región de referencia, se encontró evidencia de cambios en los rendimientos de la educación atribuibles a condiciones regionales, descomponiendo qué proporción corresponde a las dotaciones de Capital Humano y cuál a la condición de pertenencia a la respectiva región”³.

Además del análisis de diferenciación salarial por región, se han realizado ejercicios que tienen en cuenta el género, como variable que explicaría la diferenciación salarial.

3 Como era de esperarse con respecto a Bogotá todas aportan menos a los ingresos que la capital, este efecto es consecuente con la hipótesis del capital humano con respecto a que las ciudades principales deberían tener mayores dotaciones educativas y de experiencia de sus individuos, por desarrollo del mercado laboral, gracias al mayor desarrollo industrial. Al comparar las áreas de forma individual tomando como referencia a Bogotá, se puede concluir que hay regiones con coeficientes mucho menores en el aporte que obtendrían en sus ingresos si estuvieran en la capital: Montería (-0,41), Pasto (-0,38) y Barranquilla (-0,30). En el promedio de más o menos (-0,20) del aporte a los ingresos versus Bogotá se encuentran Ibagué, Cúcuta, Cartagena y Manizales. Las áreas más cercanas a Bogotá en cuanto al nivel de aporte a los ingresos son Villavicencio (-0,12), Cali (-0,10) y Bucaramanga (-0,06). Medellín y Pereira son no significativas si se comparan con el área de referencia por la similitud de sus características y complementariedad de sus variables.

En su mayoría estos trabajos siguen la metodología de Blinder-Oaxaca. Este método tiene en cuenta que la existencia de discriminación estaría asociada a diferencias en las remuneraciones a los atributos no observados.

Este artículo sigue la metodología del trabajo realizado por Fernández (2006) quien analiza los determinantes de los diferenciales salariales por género en Colombia en el período 1997-2003, utilizando la Encuesta de Calidad de Vida. Los resultados sugieren que estos no se explican por las diferencias en características productivas de hombres y mujeres sino por diferencias en las remuneraciones percibidas. También se tiene en cuenta el trabajo de Galvis (2010), que encuentra diferenciales de salarios positivos a favor de los hombres en la mayoría de las ciudades principales de Colombia.

El aporte de este artículo es que se focaliza en las condiciones estructurales de Medellín. Otra diferencia que se presenta es que para determinar las diferencias salariales por género en el Área Metropolitana de Medellín, a partir de regresiones por cuantiles, se tienen en cuenta tres modelos: 1) Con el primer modelo se pretende revisar la diferencia del impacto de las variables educación, experiencia, experiencia^2 en el salario por hora, para hombres y mujeres. 2) Para estudiar y analizar el efecto por estratos socioeconómicos, se realiza un modelo por subgrupo de estratos (1-2, 3-4 y 5-6). 3) Para estudiar y analizar el efecto por sectores, se realizó un modelo para el sector secundario y terciario.

El objetivo de este trabajo es establecer las diferencias salariales del Área Metropolitana de Medellín en el período 2002-2006, con información de la Encuesta Continua de Hogares -ECH-. Con el fin de contrastar la diferencia salarial en el mercado laboral en Medellín, se tendrá en cuenta factores determinantes como la experiencia, el nivel educativo y el nivel económico por género, considerando, en primer lugar, que los años de escolaridad se correlacionan positivamente con la edad y en segundo lugar, que la participación femenina en la fuerza laboral se ha incrementado, generando cambios en la estructura salarial.

Este artículo se divide en tres secciones, incluyendo esta introducción. En la segunda sección se formula el modelo, se explica la construcción de la base de datos y se analizan los resultados obtenidos a partir de las regresiones por cuantiles. La tercera sección concluye.

Formulación y resultados del modelo

En esta sección se presentan los datos estilizados que se tienen en cuenta en la formulación del modelo. También se explica la construcción de la base de datos y se analizan los resultados obtenidos a partir de las regresiones por cuantiles. Para analizar la evolución reciente de los datos de diferencia salarial por género en Colombia se utiliza la Encuesta Continua de Hogares –ECH–, de los años 2002-2006, la cual tiene mayor cobertura, frecuencia en la recolección y presentación de datos (mensual en lugar de trimestral).

Datos Estilizados y Evidencia Empírica

Las estimaciones se realizan teniendo en consideración las siguientes variables:

- Género
- Horas totales trabajadas a la semana
- Ingreso laboral total por hora (en pesos constantes)
- Años de educación aprobados (medido en años)
- Experiencia laboral potencial (edad-educación-6).

La muestra con la que se realizaron las estimaciones fue extraída teniendo en cuenta: Área Metropolitana de Medellín y Población Económicamente Activa –PEA–. La proporción hombres/mujeres se conserva durante todos los años en 52% (hombres) y 47% (mujeres), pero se modifica el número de observaciones. El cuadro 1 presenta la cantidad de personas económicamente activas del Área Metropolitana que hizo parte de cada período de análisis.

Cuadro 1

Clasificación de la muestra de la ECH en el mercado laboral de Medellín, 2002-2006

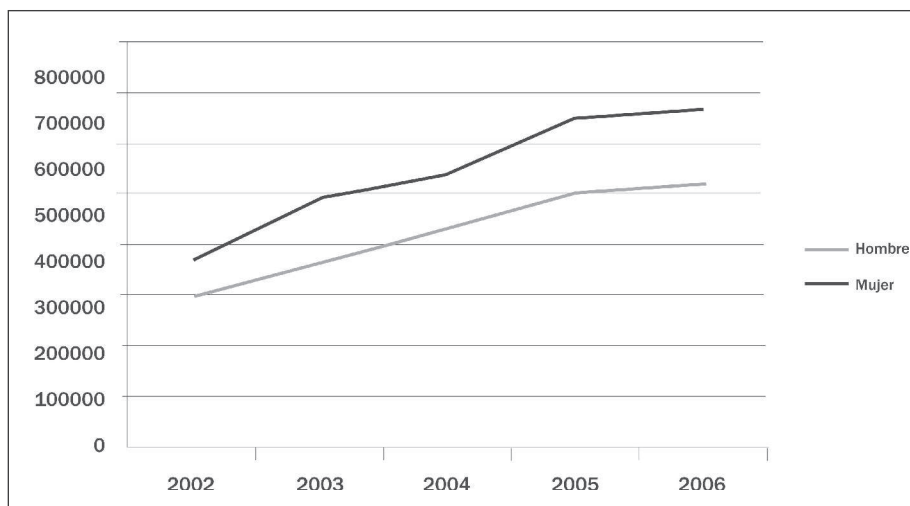
Año	Total	Hombres	Mujeres
2002	24.124	12.592	11.532
2003	23.946	12.450	11.496
2004	23.592	12.381	11.211
2005	23.118	12.272	10.846
2006	11.341	6.027	5.314

Fuente: ECH 2002-2006. Cálculos de los autores.

El gráfico 1 presenta los ingresos en el mercado laboral por género de Medellín. El ingreso promedio laboral mensual percibido por las mujeres ha sido menor que el percibido por los hombres. Esta tendencia es constante en el período de análisis. Los ingresos laborales en el período 2002-2006 tienen una tendencia positiva, incrementándose en un 80% para los hombres, comparado con un 73% para las mujeres, lo que produce un incremento en la brecha diferencial.

Gráfico 1

Ingresos en el mercado laboral de Medellín por género, 2002-2006



Fuente: ECH 2002-2006. Cálculos de los autores.

Para establecer si existe algún grado de correlación entre el nivel educativo y la remuneración salarial, el gráfico 2 presenta el nivel de escolaridad (medido en años de estudio) en el período 2002-2006 en Medellín. Se identifica que existe una tendencia positiva, incrementándose en un 7,4% el grado de escolaridad para las mujeres, comparado con un 5,5% para los hombres. Si se analiza esta variable respecto al ingreso (medido en pesos constantes) se puede concluir que cada año de escolaridad es mejor remunerado para los hombres puesto que históricamente han percibido mejor ingreso que las mujeres, pero su nivel de escolaridad ha sido menor.

Un factor no observable del efecto remuneración, que podría afectar el pago de las mujeres es la diferencia en horas trabajadas, asociada a que las mujeres siguen

Diferenciales salariales en el Área Metropolitana de Medellín, a través de Regresiones por Cuantiles en el período 2002-2006

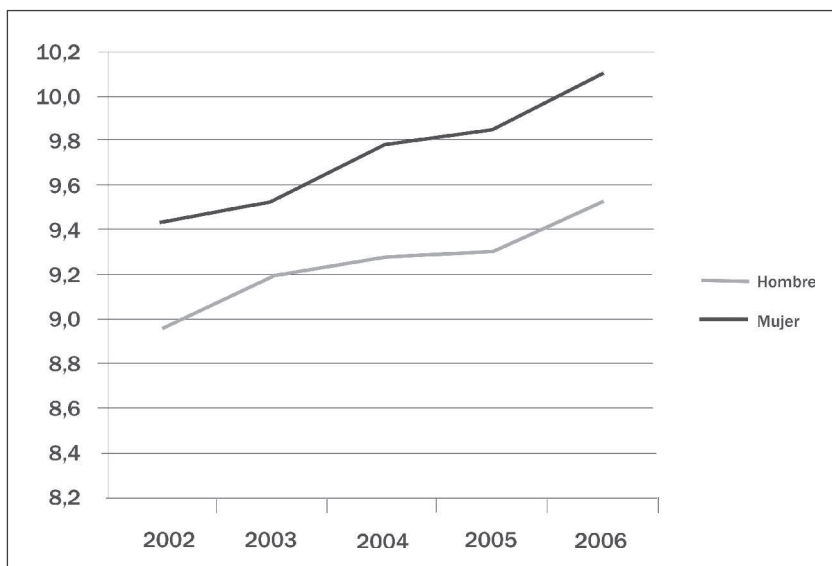
CARLOS ANDRÉS CANO GAMBOA

MARCELA OROZCO CHÁVEZ

asumiendo más labores del hogar que los hombres, disminuyendo la posibilidad de trabajar horas adicionales. Otros factores que pueden estar apoyando estos resultados pueden ser los problemas de medición y sesgo por omisión de variables relevantes no observados, tales habilidades individuales, calidad de la educación, destrezas de cada trabajador, entre otros. Estos elementos pueden afectar la distribución de salarios, por lo cual el efecto remuneración no puede ser atribuible por completo a la existencia de prácticas discriminatorias por parte de los empleadores.

Gráfico 2

Nivel de escolaridad en el mercado laboral de Medellín por género, 2002-2006



Fuente: ECH 2002-2006. Cálculos de los autores.

Al analizar el salario promedio de hombres y mujeres se observa que entre 2002 y 2006 ha sido bastante desigual, con una brecha promedio del 28,4%⁴. Específicamente, el diferencial promedio en el Área Metropolitana de Medellín fue 23,6% para 2002 y 28,5% para 2006, como se indica en el cuadro 1. Esta situación se agrava cuando se analiza el tiempo de escolaridad por género, donde se observa que las mujeres tienen más tiempo de escolaridad aprobado en promedio, durante todo el período.

4 En este trabajo se considera como brecha: $(\text{salario promedio hombre} / \text{salario promedio mujer}) - 1 * 100\%$.

Cuadro 2
 Salario mensual promedio y escolaridad, 2002-2006

	2002		2003		2004		2005		2006	
	Escolaridad	Ingresos laborales	Escolaridad	Ingresos laborales	Escolaridad	Ingresos laborales	Escolaridad	Ingresos laborales	Escolaridad	Ingresos laborales
Hombre	9.0	371.048	9.2	490.558	9.3	541.874	9.3	650.319	9.5	668.321
Mujer	9.4	300.013	9.5	366.714	9.8	429.152	9.8	501.415	10.1	519.978
		23.68%		33.77%		26.27%		29.70%		28.53%

Fuente: ECH 2002-2006. Cálculos de los autores.

Las horas trabajadas por semana en el período 2002-2006 tienen tendencia positiva, incrementándose en un 21,4% para los hombres, comparado con un 25% para las mujeres. De 2002 a 2003 se observa un incremento en las horas trabajadas producto de la reforma laboral aprobada en diciembre de 2002, la cual incrementó la jornada laboral diurna de las 6 pm. a las 10 pm. Después de 2003 las horas trabajadas se mantienen constantes. En el gráfico 3 se presenta que, en promedio, los hombres han trabajado más horas por semana que las mujeres. Esta tendencia se explicaría porque las mujeres aún son las principales responsables de las labores del hogar, situación que se reflejaría en una menor disponibilidad, ante lo cual la respuesta del mercado puede ser la de remunerar con menores salarios.

El salario por hora en el período 2002-2006 tiene tendencia negativa (ver gráfico 4), reduciéndose en un 67% para los hombres comparado con un 68% para las mujeres. Esta caída se debió al comportamiento de las horas trabajadas por semana, las cuales en 2003 se incrementaron 8 y 7 para hombres y mujeres, respectivamente. En promedio, en el período de análisis, los hombres además de que laboran más horas por semana, han tenido un salario promedio mayor por hora, con respecto al promedio de las mujeres⁵.

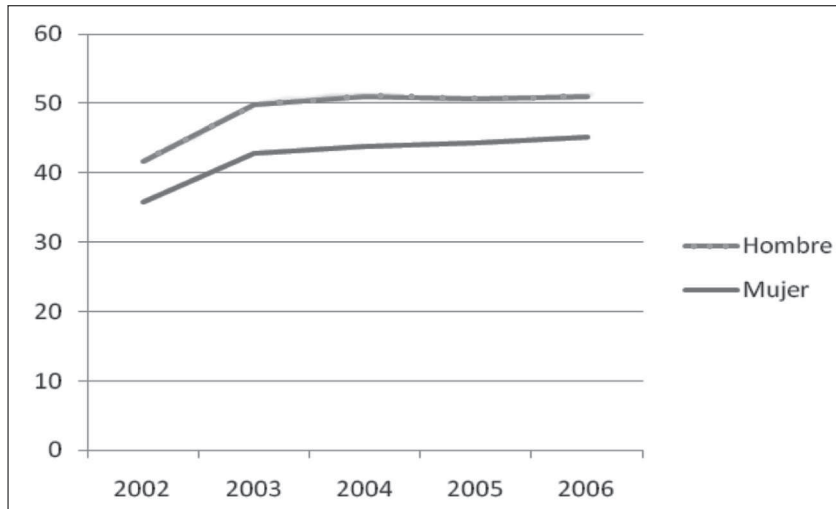
⁵ Un incremento de las horas trabajadas no implicó un incremento del salario por hora, dado que éstas no se consideraban horas extras. Se amplió la jornada laboral por el mismo salario, esto hace que disminuya el salario por hora en promedio.

Diferenciales salariales en el Área Metropolitana de Medellín, a través de Regresiones por Cuantiles en el período 2002-2006

CARLOS ANDRÉS CANO GAMBOA
MARCELA OROZCO CHÁVEZ

Gráfico 3

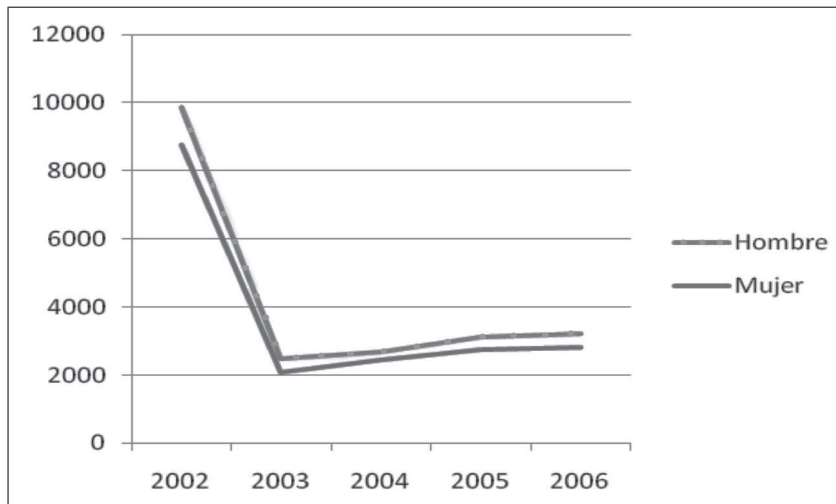
Horas trabajadas por semana en el mercado laboral de Medellín por género, 2002-2006



Fuente: ECH 2002-2006. Cálculos de los autores.

Gráfico 4

Salario por hora en el mercado laboral de Medellín por género, 2002-2006



Fuente: ECH 2002-2006. Cálculos de los autores.

Al analizar las horas trabajadas a la semana por cada género, se observa que mientras que las mujeres pasaron de reportar 36 horas en 2002 a 45 horas en 2006, los hombres reportaron 42 horas en 2002 y 51 horas en 2006. Este cambio que se refleja principalmente del año 2002 a 2003, se explica por la reforma laboral aprobada en diciembre de 2002⁶. Al tener en cuenta el efecto de las horas trabajadas, el diferencial salarial por género se incrementa, pasando de 12.23% en 2002 a 15.33% en 2006, predominando el salario promedio obtenido por el género masculino.

Cuadro 3

Jornada de trabajo y salario por hora en el mercado laboral de Medellín,
 2002-2006

	2002		2003		2004		2005		2006	
	Horas / Semana	Salario / Hora	Horas / Semana	Salario / Hora	Horas / Semana	Salario / Hora	Horas / Semana	Salario / Hora	Horas / Semana	Horas / Semana
Hombre	42	9.852	50	2.473	51	2.683	51	3.126	51	3233
Mujer	36	8.778	43	2.093	44	2.440	44	2.765	45	2803
		12.23%		18.16%		9.95%		13.06%		15.33%

Fuente: ECH 2002-2006. Cálculos de los autores.

En el análisis de las actividades más representativas para cada uno de los géneros, se observa que existe una diferencia en la proporción en la que se dedican hombres y mujeres a los diferentes sectores. Este aspecto explicaría un caso de discriminación estadística. Se esperaría que los empleadores tomen decisiones del nivel salarial con respecto al tipo de actividad. En general, los hombres trabajan en el sector construcción y en actividades manufactureras, mientras que las mujeres trabajan en el sector servicios. Esta situación podría llevar a la discriminación, especialmente cuando existen ideas preconcebidas de la productividad de ciertos tipos de individuos.

6 La Ley 789 de 2002, y su su modificación mediante las leyes 828/2003 y 920/2004, dictan normas para apoyar el empleo y ampliar la protección social y se modifican algunos artículos del Código Sustantivo de Trabajo.

Diferenciales salariales en el Área Metropolitana de Medellín, a través de Regresiones por Cuantiles en el período 2002-2006

CARLOS ANDRÉS CANO GAMBOA
MARCELA OROZCO CHÁVEZ

Cuadro 4

Estructura de ocupación por actividad en el mercado laboral de Medellín, 2002-2006

	2002		2003		2004		2005		2006	
	Hombre	Mujer	Hombre	Mujer	Hombre	Mujer	Hombre	Mujer	Hombre	Mujer
Comercio al por menor, excepto el comercio de vehículos automotores y motocicletas; reparación de efectos	18%	17%	18%	18%	17%	17%	16%	17%	15%	16%
Construcción	10%	1%	9%	1%	9%	1%	11%	1%	11%	1%
Hogares privados con servicio doméstico	0%	13%	0%	16%	0%	13%	0%	13%	0%	12%
Transporte por vía terrestre, transporte por tuberías	9%	1%	9%	1%	9%	1%	9%	1%	9%	1%
Servicios sociales y de salud	2%	7%	2%	8%	2%	8%	2%	6%	2%	7%
Comercio, mantenimiento y reparación de vehículos automotores y motocicletas	6%	1%	6%	1%	6%	1%	6%	1%	6%	1%
Otras actividades de servicios	1%	6%	1%	3%	1%	4%	1%	4%	1%	3%
Elaboración de productos alimenticios y de bebidas	5%	4%	4%	4%	4%	4%	4%	4%	4%	4%
Otras actividades empresariales	4%	4%	4%	3%	3%	4%	3%	4%	4%	4%
Hoteles, restaurantes, bares y similares	4%	6%	3%	7%	3%	6%	3%	6%	3%	7%
Educación	4%	6%	3%	6%	3%	6%	3%	6%	4%	6%

Fuente: ECH 2002-2006. Cálculos de los autores. En este cuadro se incluyen los sectores más representativos, por lo que la suma total no es 100%.

La principal rama de actividad para ambos géneros es comercio al por menor, excepto vehículo automotores y motocicletas, aunque se observa que la proporción es similar, la diferencia salarial se presenta con mayor remuneración en los hombres. A través de los años las proporciones se mantienen.

A continuación se presenta el modelo. El objetivo será establecer las diferencias salariales por medio de la estimación de ecuaciones de salario tipo Mincer, en la que el salario se establece a través de particularidades observables tanto de oferta como de demanda. Dentro de estas variables se encuentran el nivel de escolaridad, la experiencia potencial⁷, la rama de actividad, el tipo de ocupación y el género. La dificultad se plantea desde la heterogeneidad interna de la variable salarial y por la probabilidad de incurrir en el error por variables omitidas (no observables) que generen que los errores no se distribuyan de forma idéntica. Por esta razón se toma como referencia la metodología de regresiones por cuantiles (*Quantile Regressions*) desarrollada por Koenker y Basset (1978).

Esta metodología permite relajar los supuestos del modelo de Mínimos Cuadrados Ordinarios (por lo que no es necesario hacer pruebas de normalidad o de heterocedasticidad) y estima los efectos sobre las variables independientes no en la media, sino en distintos puntos de la distribución condicional de los salarios.

Especificación del Modelo

El modelo más utilizado para estimar las diferencias salariales es el que utiliza la ecuación de ingresos de Mincer (1974)

$$\ln Y_i = \beta_0 + \beta_1 S_i + \beta_2 E_i + \beta_3 E_i^2 + u_i$$

Donde: Y_i salario por hora i ; S_i nivel de escolaridad; E_i años de experiencia potencial en el mercado y u_i es el término de perturbación aleatoria i.i.d. que refleja las variables no observables. Esta ecuación generalmente es estimada a través de MCO. Este modelo trabaja con un supuesto fuerte de homoscedasticidad, es decir, que la distribución del término de error en cada punto es idéntica. Se supone que la distribución es normal con media cero y varianza constante σ_ε^2 . Pero, dado que en el mercado laboral existe tanta heterogeneidad interna y no todas las variables que influyen el modelo son observables, lo más probable es que por variables omitidas, los errores no se distribuyan de forma idéntica.

7 La experiencia potencial se calcula en el modelo como edad-educación-6.

La regresión por cuantiles (ver Koenker y Basset, 1978 y Koenker y Hallock, 2001) busca medir el efecto de las variables independientes en diferentes puntos de una distribución condicional, en tanto que por MCO los coeficientes de regresión se asumen constantes. Cuando los datos utilizados presentan heterocedasticidad el método es más efectivo.

En comparación con el método de MCO, los estimadores obtenidos a partir de la regresión por cuantiles son más puntuales y producen resultados más robustos cuando los errores no muestran un comportamiento distributivo normal, además es un método menos sensible a la presencia de valores atípicos.

Sea $Q_\theta(y | x)$ el cuantil θ -ésimo de la distribución del logaritmo del salario por hora condicional a x . Un modelo para el cuantil de y_i condicional en x_i es:

$$Q_\theta(y_i | x_i) = x_i' \beta_\theta$$

Donde x es el conjunto de variables explicativas que determinan el salario por hora y β_θ son los parámetros que dependen de θ , para $\theta \in (0,1)$. Los coeficientes β_θ estimados se interpretan como el cambio marginal en determinado cuantil de la variable y ante un cambio marginal en la variable x_i . Siguiendo a Fernández (2006) se descompondría el diferencial salarial en la parte que se debe a las diferencias en dotaciones entre hombres y mujeres y la parte que se debe a retornos diferentes a estas dotaciones.

Para lo anterior se utilizará la metodología sugerida por Oaxaca (1973).

$$\hat{Y}_H - \hat{Y}_M = \hat{\beta}_H (X_H - X_M) + (\hat{\beta}_H - \hat{\beta}_M) X_M$$

Donde \hat{Y}_H y \hat{Y}_M son el ingreso medio estimado para hombres y mujeres, respectivamente. $\hat{\beta}_H$ y $\hat{\beta}_M$ son los vectores de coeficientes estimados y X_H y X_M son las dotaciones medias para hombres y mujeres de las características productivas observables.

El primer término de la derecha de la ecuación representa la proporción de diferencial salarial atribuible a diferencias en las dotaciones de las variables independientes entre hombres y mujeres. El segundo término representa las diferencias en los retornos que reciben las mujeres antes sus características no observables, el cual se asocia con discriminación.

Para la estimación de la ecuación anterior bajo el escenario de regresiones por cuantiles se utiliza la metodología propuesta por Machado y Mata (2005) y la aplicación sugerida por Nguyen, et. al. (2005).

La base de aplicación de la metodología es la estimación de funciones de distribución entre hombres y mujeres implicadas por el modelo condicional estimado y una distribución contrafactual (la distribución de los salarios que se presentaría si las mujeres tuvieran sus mismas características productivas, pero si tuvieran los retornos que reciben los hombres) a través de las siguientes funciones:

$$F\left(y | Z_M, \hat{\beta}_M\right)$$

$$F\left(y | Z_H, \hat{\beta}_H\right)$$

$$F\left(y^* | Z_M, \hat{\beta}_H\right)$$

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

Estas funciones son estimadas utilizando la aplicación del algoritmo Machado-Mata sugerida en Nguyen, et. al. (2005). Esto consiste en la aplicación de los siguientes pasos:

1. Para cada cuantil θ se estiman las ecuaciones de ingresos para hombres y mujeres separadamente, utilizando la metodología de regresiones por cuantiles para hallar los vectores de coeficientes $\beta_H(\theta)$ y $\beta_M(\theta)$.
2. Posteriormente se utiliza la muestra de hombres para generar los valores estimados $y_H(\theta) = Z_H \beta_H(\theta)$. Para cada cuantil θ este procedimiento genera N_H valores estimados, en donde N_H es el tamaño de la muestra de hombres. Luego se realiza el mismo procedimiento para la muestra de mujeres para generar los valores $y_M(\theta)$.
3. Se selecciona una muestra con reemplazo de tamaño $m=100$ de los elementos del vector $y_H(\theta)$ para cada uno de los cuantiles y se almacenan en un vector y_H de $99 \times M$ elementos.
4. Se repite el procedimiento para obtener el vector y_H .

5. Finalmente, se estima la función de distribución acumulada empírica de y_H y de y_M ,

Para la estimación de la función de distribución contrafactual se siguen los mismos pasos que para la estimación de la función de distribución de los salarios de los hombres, con la única modificación que en el paso 2 se utiliza la muestra de mujeres para realizar la estimación de los salarios. Por último, para un cuantil θ el diferencial salarial por género se puede expresar como:

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

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

Los datos

Los datos del modelo provienen de la Encuesta Continua de Hogares aplicada por el Departamento Administrativo Nacional de Estadística –DANE–⁸. El período de análisis está comprendido entre 2002-2006. El objetivo de la encuesta es obtener información sobre los fenómenos sociales de interés, tomando como base las variaciones periódicas de la oferta y la demanda del mercado laboral. Para el tercer trimestre de 2006 se introdujo un cambio en la encuesta. Se amplió la muestra, se ajustó su composición, se revisaron algunas preguntas del mercado laboral, se amplió el contenido temático, se modificó el tipo de informante y se cambió el método de captura de datos.

Resultados del modelo

Para determinar las diferencias salariales por género en el Área Metropolitana de Medellín en el período 2002-2006, a partir de regresiones por cuantiles, se tienen en cuenta tres modelos. Con el primer modelo se pretende revisar la diferencia del impacto

⁸ Las variables se tomaron del Sistema de Consulta de la Encuesta de Hogares del DANE (SIC-EH). Este sistema es un servicio del Grupo de Estudios en Economía y Empresa –GEE– de la Universidad EAFIT (Medellín-Colombia).

de las variables educación, experiencia, experiencia^2 en el salario por hora, para hombres y mujeres. La variable dependiente es logaritmo natural del salario por hora. Cada regresión incluyó una constante, la variable educación, la variable experiencia y la variable experiencia al cuadrado.

Los signos resultantes en este modelo son los esperados de acuerdo a la teoría. Para educación y experiencia el impacto es positivo, para hombres y mujeres, dado que en la medida que aumenta la experiencia y la educación se esperaría que la productividad del trabajador y sus competencias se potencialicen y desarrollen en mayor medida sus habilidades; por lo tanto, su valor agregado al trabajo se incrementa y sea remunerado; experiencia^2 es negativo, lo que implicaría que la retribución marginal de la experiencia laboral al salario es decreciente dado que el impacto positivo de la experiencia en el salario por hora tiende a disminuir con el transcurso de los años.

Al calcular el diferencial salarial para el Área Metropolitana de Medellín (ver Anexo 1) se encuentra que, en promedio, los hombres ganan más que las mujeres. De acuerdo con la descomposición del diferencial según la metodología de Blinder-Oaxaca, el componente de dotación promedio favorece a las mujeres, ya que presenta un signo positivo. Esto significa que las mujeres están mejor dotadas en capital humano y experiencia laboral, factores que mejoran la productividad. Esto último se puede sustentar en estudios previos (Abadía, 2005) que han señalado que las mujeres tienen en promedio más años de educación que los hombres, pero un costo promedio por hora menor.

El análisis de coeficientes cuantílicos permite establecer que los diferenciales salariales a características de sexo, educación, experiencia y rama de ocupación no son homogéneos a lo largo de la distribución de la población. Esta regresión permite estimar los parámetros para los distintos puntos de la distribución y definir las observaciones y características de los miembros del grupo.

En el gráfico 5 se puede observar que los coeficientes cuantílicos que explican el impacto de la educación sobre el salario son mayores en los hombres que en las mujeres en los últimos cuantiles (mayor salario). Para los demás cuantiles, la diferencia no parece ser significativa. A través de los años se observa que el impacto de la educación sobre el salario se incrementaría en los niveles de ingresos superiores. Se destaca que tanto para hombres como para mujeres el impacto disminuye a través de los años, por lo que se esperaría que un incremento en el nivel de educación cada vez impacte de menor manera la remuneración promedio salarial.

Diferenciales salariales en el Área Metropolitana de Medellín, a través de Regresiones por Cuantiles en el período 2002-2006

CARLOS ANDRÉS CANO GAMBOA
MARCELA OROZCO CHÁVEZ

Grafico 5

Coeficientes Cuantílicos: Modelo de Educación, 2002-2006

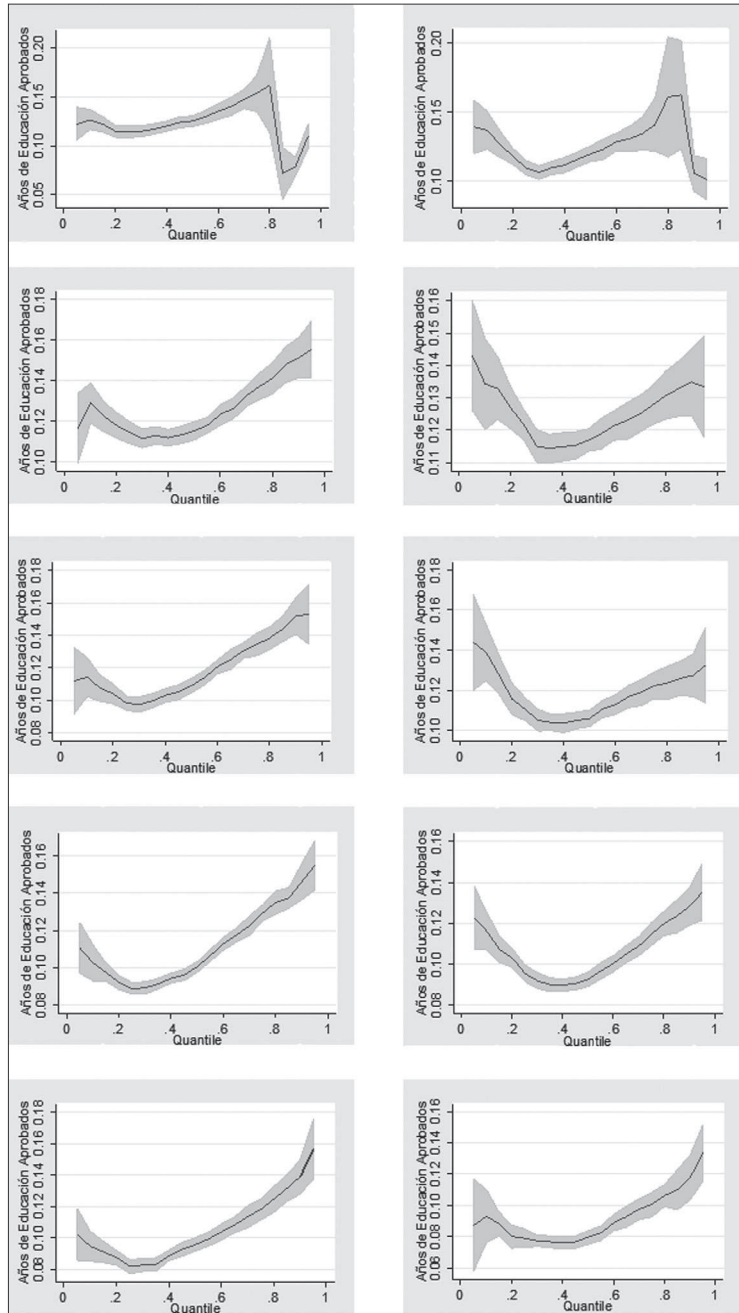
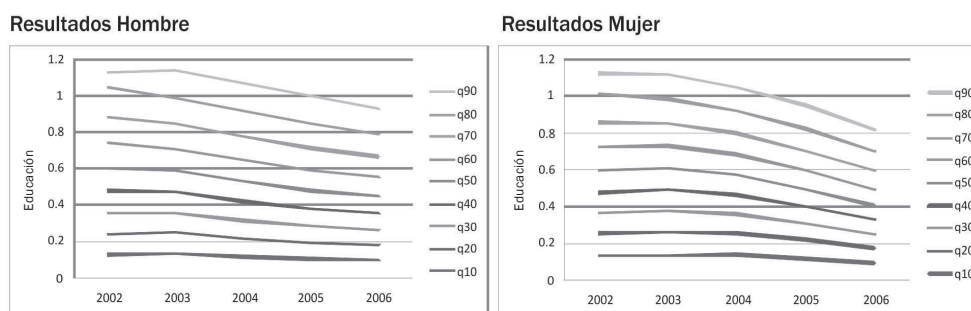


Gráfico 6

Evolución de los Coeficientes Cuantílicos: Modelo de Educación



Al final del período la brecha entre cuantiles para las mujeres tiende a cerrarse en mayor medida que para los hombres, dado que para cuantiles superiores el impacto de la educación en el salario es superado por los hombres. Esta situación se agrava al observar que el promedio de años de educación es mayor en las mujeres que en los hombres (ver Gráfico 7), lo cual sugiere que un incremento en escolaridad para las mujeres no se relaciona con un incremento en el nivel salarial promedio, o lo hace a un menor nivel que el promedio de los hombres.

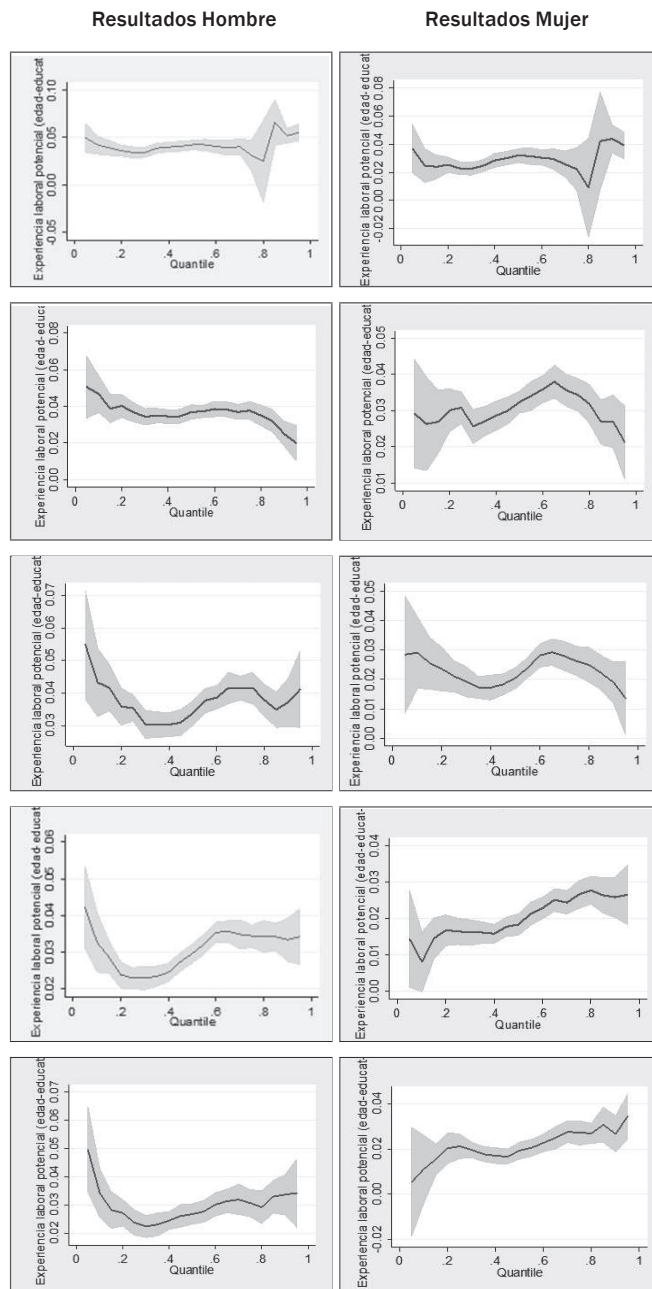
Al analizar el impacto de la experiencia en la remuneración se encuentra que el efecto de la experiencia sobre la remuneración promedio es menor que la que se encontró con la variable educación (ver modelo en el Anexo 1). Al inicio del período, el impacto de un incremento en la experiencia en los diferentes cuantiles permanecía casi constante, con excepción de los ingresos más altos. Al final del período se observa que para los hombres, a medida en que se avanza en los primeros cuantiles, el impacto de la experiencia en la remuneración es menor, aunque positiva. Sin embargo, para ingresos más altos este impacto se incrementaría. Para las mujeres se observa que para niveles superiores de ingresos, el efecto de un incremento en el nivel de experiencia sería mayor.

Diferenciales salariales en el Área Metropolitana de Medellín, a través de Regresiones por Cuantiles en el período 2002-2006

CARLOS ANDRÉS CANO GAMBOA
MARCELA OROZCO CHÁVEZ

Gráfico 7

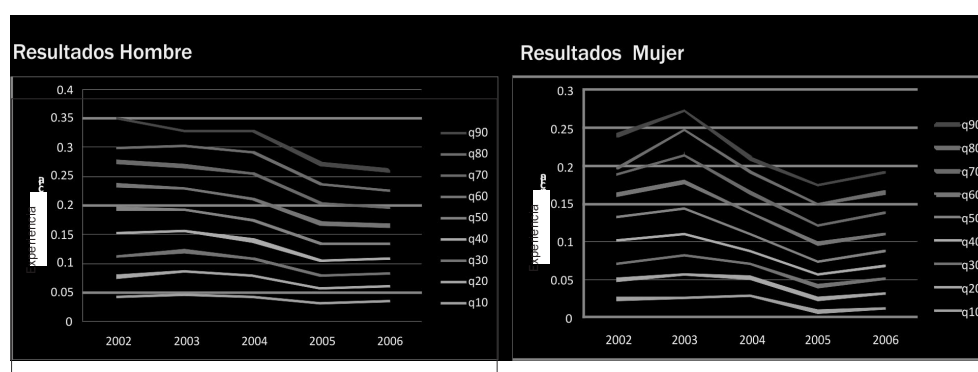
Coefficientes Cuantílicos: Modelo de Experiencia, 2002-2006



En el gráfico 8 se observa que el impacto de la experiencia en la remuneración para los hombres ha permanecido mayor que para el caso de las mujeres. Esta diferencia se acentúa para los salarios más bajos (cuantiles menores).

Gráfico 8

Evolución de los Coeficientes Cuantílicos: Modelo de Experiencia



Para estudiar y analizar el efecto por estratos socioeconómicos, se realiza un modelo por subgrupo de estratos: 1-2, 3-4 y 5-6. Al analizar los resultados de los modelos se observa que la brecha salarial entre hombres y mujeres se incrementa para los estratos superiores (5-6) (ver Anexo 2). Se presenta que la variable educación es significativa para el modelo asociado a estratos, adicionalmente se puede corroborar la significancia de los diferentes coeficientes). El impacto de la educación en la remuneración, para hombres y mujeres, es mayor en los estratos 5-6, comportamiento que se ha conservado en el período de estudio. Así, la remuneración es mayor en el subgrupo estrato 5-6.

El impacto de la experiencia en la remuneración, para hombres y mujeres, es menor que la educación. Para las mujeres en los estratos 5 y 6 el coeficiente cuantil de experiencia sobre el salario se incrementó para los últimos años. Esto sugiere que en los estratos más altos un incremento de la experiencia de la mujer está siendo mejor remunerada que para los hombres. En el estrato 3-4 la diferencia no es significativa, mientras que en los estratos bajos es mejor remunerado un incremento de la experiencia de los hombres frente a las mujeres.

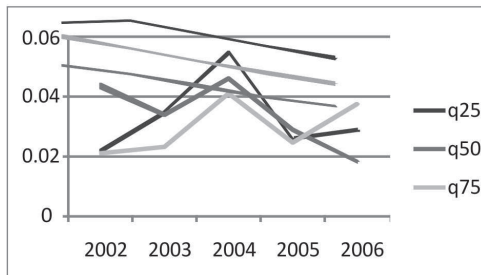
Diferenciales salariales en el Área Metropolitana de Medellín, a través de Regresiones por Cuantiles en el período 2002-2006

CARLOS ANDRÉS CANO GAMBOA
MARCELA OROZCO CHÁVEZ

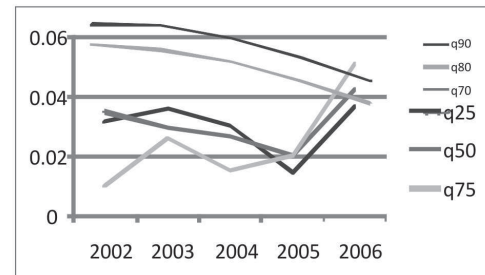
Gráfico 9

Evolución de los Coeficientes Cuantílicos: Modelo de Educación, por estrato

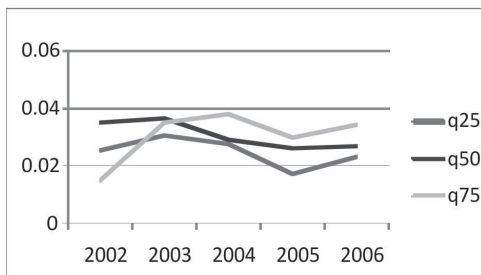
Resultados Hombre Estrato 5-6



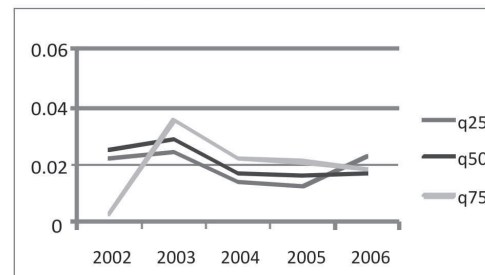
Resultados Mujeres Estrato 5-6



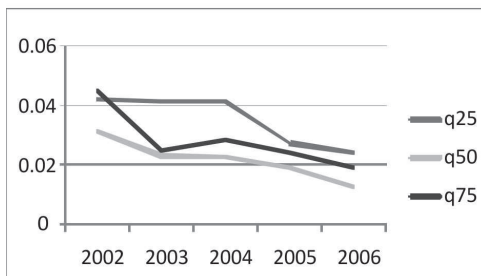
Resultados Hombre Estrato 3-4



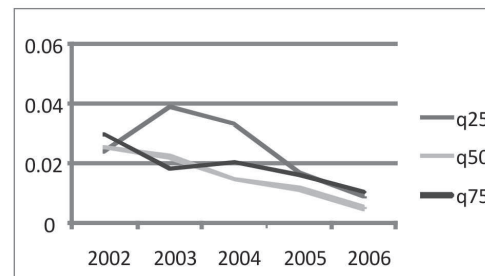
Resultados Mujeres Estrato 3-4



Resultados Hombre Estrato 1-2



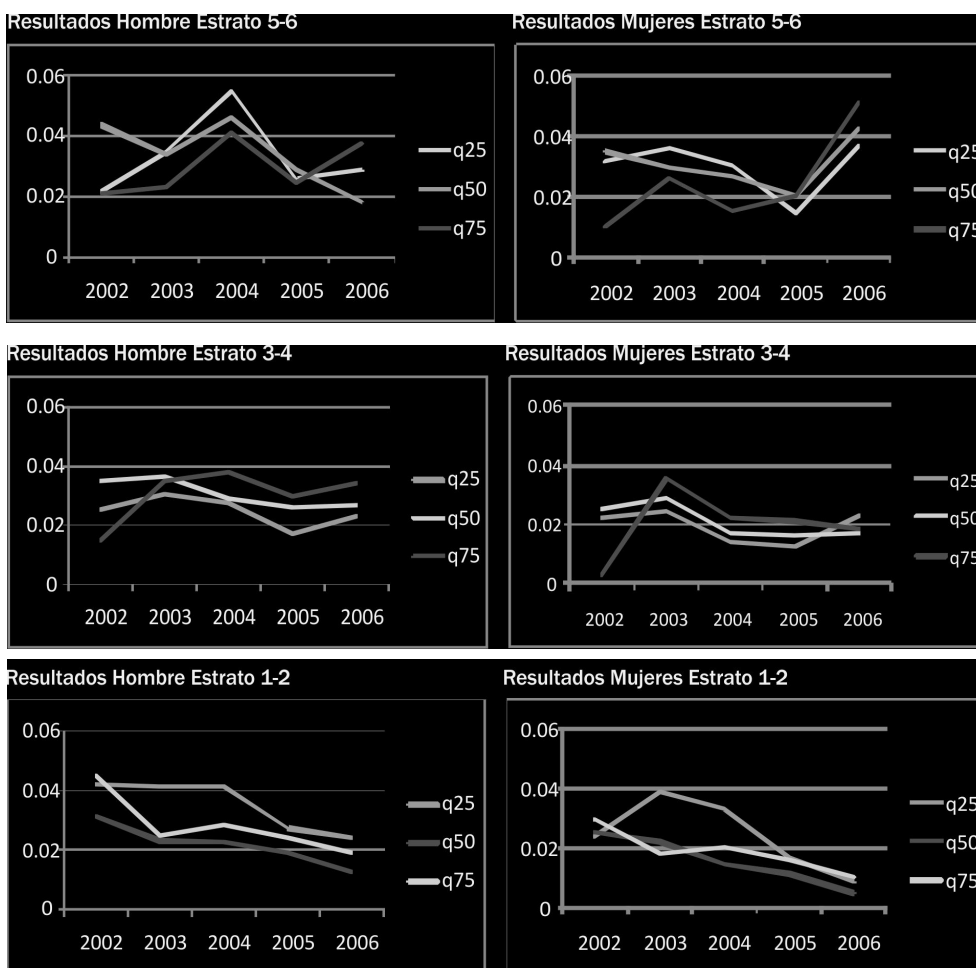
Resultados Mujeres Estrato 1-2



Para analizar el efecto por sectores se realiza un modelo para el sector secundario y terciario. Al analizar los resultados de este modelo para nivel educativo (ver Gráfico 11) se observa que tanto para el sector secundario como el terciario el impacto de esta variable sobre la remuneración no cambia significativamente entre hombres y mujeres. Sin embargo, si se observa entre sectores, es mayor el impacto en la remuneración de un incremento en el nivel de escolaridad en el sector terciario frente al secundario.

Gráfico 10

Evolución de los Coeficientes Cuantílicos: Modelo de Experiencia, por estratos



El impacto de la experiencia en la remuneración (ver gráfico 12), para hombres y mujeres, es similar entre los dos sectores, aunque si se analiza por cuantiles, existe una brecha mayor entre ellos para el nivel secundario. El nivel terciario presenta más homogeneidad en su impacto en la remuneración. Para el nivel secundario se observa que para los cuantiles superiores, un incremento en la educación tiene un impacto en la remuneración mayor para los hombres que para las mujeres. En el sector terciario el impacto de la educación en la remuneración es similar entre hombres y mujeres para los diferentes cuantiles.

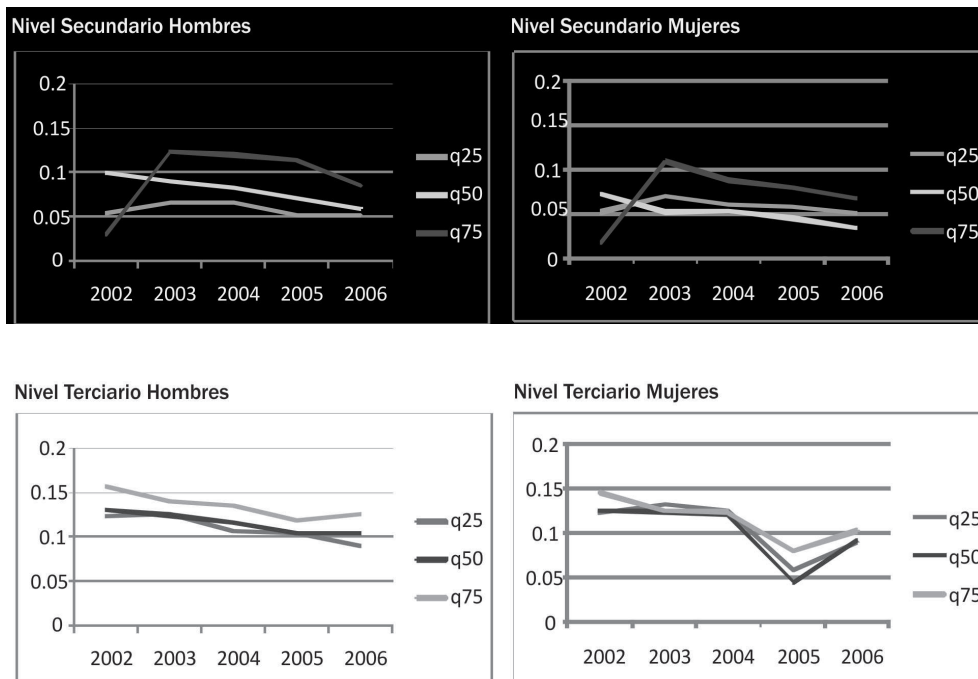
Diferenciales salariales en el Área Metropolitana de Medellín, a través de Regresiones por Cuantiles en el período 2002-2006

CARLOS ANDRÉS CANO GAMBOA

MARCELA OROZCO CHÁVEZ

Gráfico 11

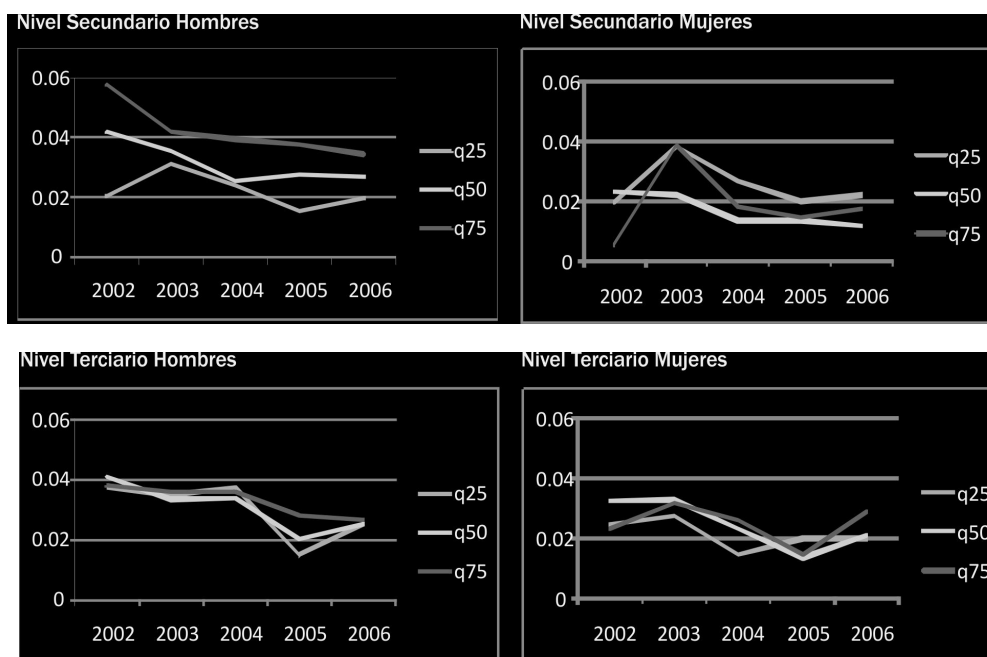
Evolución de los Coeficientes Cuantílicos: Modelo de Educación, por nivel académico



La brecha salarial entre hombres y mujeres es mayor en el sector secundario que en el sector terciario (ver Anexo 3), a favor de los hombres. A pesar de que el efecto dotación favorece a las mujeres, puesto que presentan mayor nivel de escolaridad, el efecto remuneración lo anula. Los resultados de la aplicación de la metodología de BO sugieren que las brechas salariales no están explicadas por los atributos observables de los individuos. Dado que el efecto remuneración comprende, entre otros, la posible existencia de discriminación por género, es importante que se le otorgue la debida atención a este resultado para efectos de la formulación de políticas de género.

Gráfico 12

Evolución de los Coeficientes Cuantílicos: Modelo de Experiencia, por nivel



Conclusiones

En este artículo se tiene en cuenta el fenómeno de la diferenciación salarial, teniendo presente la experiencia, el género y el nivel educativo como variables explicativas del nivel salarial. Se esperaba que una persona que tenga mayor nivel de educación tuviera mayor nivel de remuneración salarial, sin importar su género, pero la evidencia empírica demostró que persiste una constante diferencia salarial, y que es un fenómeno persistente y estructural.

La existencia de brechas salariales por género es un hecho presente en el mercado laboral del Área Metropolitana de Medellín. Esas brechas no son homogéneas por sectores ni por estratos.

En cada uno de los modelos se evidencia que existe una brecha salarial entre hombres y mujeres, a favor de los hombres. Se demuestra que el impacto de la educación en

el logaritmo del salario por hora es mayor que el impacto de la experiencia, y que las mujeres presentan mayores niveles de educación que los hombres; de acuerdo con lo anterior, las mujeres deberían recibir un salario por encima de los hombres, pero los resultados sugieren que a pesar de que las mujeres presentan mayores niveles de capital humano que los hombres, éstas reciben menor pago por dicho capital que los hombres, lo cual refleja la posible discriminación por género en el mercado laboral. Es importante que se analicen estos resultados a la luz de las políticas que busquen subsanar las inequidades en el mercado laboral que afectan negativamente a las mujeres.

Al realizar el análisis de los resultados de la descomposición de BO se puede observar que existe menor discriminación por género en el sector terciario frente al secundario, en el modelo por estratos se evidencia que la mayor brecha salarial a favor de los hombres se encuentra en los estratos 5 y 6. El impacto de la experiencia en la remuneración, para hombres y mujeres, es menor que la educación. Para las mujeres en los estratos 5 y 6 el coeficiente cuantil de experiencia sobre el salario se incrementó para los últimos años. Esto sugiere que en los estratos más altos un incremento de la experiencia de la mujer está siendo mejor remunerada que para los hombres. En el estrato 3-4 la diferencia no es significativa, mientras que en los estratos bajos es mejor remunerado un incremento de la experiencia de los hombres frente a las mujeres.

Un factor no observable del efecto remuneración, que podría afectar la remuneración de las mujeres. Es la diferencia en horas trabajadas, asociada a que las mujeres siguen asumiendo más labores del hogar que los hombres, disminuyendo la posibilidad de trabajar horas adicionales. Otros factores que pueden estar apoyando estos resultados serían los problemas de medición y sesgo por omisión de variables relevantes no observadas, tales como habilidades individuales, calidad de la educación, destrezas de cada trabajador, entre otros. Estos elementos pueden afectar la distribución de los salarios, por lo cual el efecto remuneración no puede ser atribuible por completo a la existencia de prácticas discriminatorias por parte de los empleadores.

Para estudiar y analizar el efecto por sectores, se realizó un modelo para sector secundario y terciario. Al analizar los resultados de este modelo para nivel educativo se observó que tanto para el sector secundario como el terciario el impacto de esta variable sobre la remuneración no cambió significativamente entre hombres y mujeres. Sin embargo, si se observa entre sectores, es mayor el impacto en la remuneración de un incremento en el nivel de escolaridad en el sector terciario frente al secundario. Para

el nivel secundario se observó que para los cuantiles superiores, un incremento en la educación tiene un impacto en la remuneración mayor para los hombres que para las mujeres. En el sector terciario el impacto de la educación en la remuneración fue similar entre hombres y mujeres para los diferentes cuantiles.

En síntesis, se destaca de los tres modelos: 1) De acuerdo a los resultados del modelo 1 se encuentra que las mayores brechas en salario por hora se encuentran entre hombre y mujeres pertenecientes al cuantil de salarios más altos (7.4%). Se resalta que la brecha se ha venido cerrando progresivamente, ya que ésta se ubicaba en 14% para 2002. 2) En el modelo de estratos se encuentra que las mayores brechas se presentan para los estratos 5-6, a favor de los hombres en 60%, en promedio. Esta brecha no solo es alta, sino que tiende a ampliarse puesto que para 2002 se encontraba en 48%. 3) En el modelo de sectores la brecha es mayor en el sector secundario que en el terciario (7% y 2.7% en promedio, respectivamente).

Referencias

- Abadía, L.K. (2005). Discriminación salarial por sexo en Colombia: un análisis desde la discriminación estadística. *Documentos de Economía*. Pontificia Universidad Javeriana, 17. Bogotá.
- Anderson, D., Binder, M. y Krause, K. (2003). The Motherhood Wage Penalty Revisited: Experience, Heterogeneity, Work Effort, and Work Schedule Flexibility. *Industrial and Labor Relations Review*, 56 (2), 273-295.
- Arrow, K. (1971). *The Theory of Discrimination*. *Industrial Relations Section Working Paper*, (30A). Princeton University.
- Becker, G. (1971). *The Economics of Discrimination*. Chicago: University of Chicago Press.
- Becker, G. (1985). Human Capital, Effort, and the Sexual Division of Labor. *Journal of Labor Economics*, 3 (1), 33-58.
- Fernández, María del Pilar (2006). Determinantes del diferencial salarial por género en Colombia, 1997-2003. *Documento CEDE*. No. 2006-32. Universidad de Los Andes, Bogotá.

- Galvis, Luis Armando (2010). Diferenciales salariales por género y región en Colombia: Una aproximación con regresión por cuantiles. Banco de la República. *Documentos de Trabajo Sobre Economía Regional*, (131).
- Koenker, R. y Bassett, J. (1978). Regression Quantiles. *Econométrica*, 46 (1), 33-50.
- Koenker, R. y Hallock, K. (2001). Regression Quantiles. *Journal of Economic Perspectives*, 15 (4), 143-156.
- Machado, J. A & Mata, J. (2005). Counterfactual Decomposition of Changes in Wage Distributions Using Quantile Regression. *Journal of Applied Econometrics*, 20 (4), 445-465.
- Mincer, J. (1974). Schooling, Experience, and Earnings. *NBER Chapters*, 41-63 National Bureau of Economic Research, Inc.
- Nguyen, B., Albrecht, J., Vroman, S., y Westbrook, D. (2005). A Quantile Regression Decomposition of Urban Rural Inequality in Vietnam. Georgetown University. Documento electrónico no publicado. <http://www.georgetown.edu/faculty/albrecht/vietnam.pdf>
- Phelps, E. (1972). The Statistical Theory of Racism and Sexism. *American Economic Review*, 62 (4), 659-661.
- Quiñones, Mauricio y Rodríguez, Juan (2009). Rendimiento de la educación en las regionales colombianas, un análisis usando la descomposición Oaxaca-Blinder. Seminario de Economía Laboral de la Maestría en Economía Aplicada Promoción VIII, Universidad del Valle.
- Tenjo, J., Ribero, R., y Bernat, L. (2005). Evolución de las diferencias salariales por sexo en seis países de América Latina: Un intento de interpretación. Documento CEDE. 2005 (18), Universidad de Los Andes, Bogotá.
- Tenjo, J., y 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, 17 Documento de Trabajo. Pontificia Universidad Javeriana - Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas - Departamento de Economía.
- Waldfoegel, J. (1998). Understanding the Family Gap in Pay for Women with Children. *Journal of Economics Perspectives*, 12 (1), 137-156.

Anexos

Anexo 1 Resultados del Modelo de Educación

HOMBRES

VARIABLE	2002			2003			2004			2005			2006		
	Cuant 0.25	Cuant 0.5	Cuant 0.75	Cuant 0.25	Cuant 0.5	Cuant 0.75	Cuant 0.25	Cuant 0.5	Cuant 0.75	Cuant 0.25	Cuant 0.5	Cuant 0.75	Cuant 0.25	Cuant 0.5	Cuant 0.75
EDUCACIÓN	0.1146964	0.1254248	0.1536029	0.1145614	0.1153955	0.1372203	0.0980342	0.1089177	0.134142	0.0885946	0.1003631	0.1293563	0.0817685	0.0956424	0.1179635
	0.0051086	0.0038622	0.0061647	0.0040348	0.0040348	0.0027547	0.0044118	0.0039517	0.0029951	0.0032421	0.0029074	0.0023928	0.0040955	0.0034474	0.0035347
	22.45	32.48	24.92	28.18	28.6	49.81	22.22	27.56	44.79	27.33	34.52	54.06	19.97	27.74	33.37
	0.0341681	0.042095	0.0310798	0.0367654	0.0368387	0.0376712	0.0354231	0.0338774	0.0415243	0.0229108	0.0296816	0.0344151	0.0238076	0.0268776	0.0306893
EXPERIENCIA	0.0036737	0.0030972	0.0088401	0.0037171	0.0022611	0.002754	0.003048	0.002395	0.0030281	0.0016683	0.0015248	0.0020579	0.0027723	0.0021032	0.0031981
	9.3	13.59	3.52	9.89	16.29	13.68	11.62	14.15	13.71	13.73	19.47	16.72	8.59	12.78	9.6
	-0.0005019	-0.0005213	-0.0003637	-0.0005376	-0.0004386	-0.0003344	-0.0005971	-0.0004061	-0.00043	-0.0003287	-0.0003208	-0.00029	-0.0003807	-0.0003012	-0.0002971
EXPERIENCIA ²	0.0000781	0.0000547	0.0001392	0.0000782	0.0000471	0.0000573	0.0000679	0.000046	0.0000579	0.0000329	0.0000302	0.0000394	0.00006	0.0000444	0.0000626
	-6.43	-9.53	-2.61	-6.87	-9.31	-5.83	-8.79	-8.82	-7.42	-9.98	-10.61	-7.37	-6.34	-6.78	-4.75
	5.758633	5.955928	6.555129	5.692945	6.012453	6.130241	5.984041	6.171254	6.163246	6.305945	6.366507	6.340399	6.477752	6.520848	6.552075
CONSTANTE	0.0701664	0.0579615	0.1253735	0.0642573	0.0535809	0.0394693	0.0596463	0.0524675	0.047444	0.0474056	0.0365279	0.0367818	0.060924	0.0446783	0.0526504
	82.07	102.76	52.28	88.6	112.21	155.32	100.33	117.62	129.91	133.02	174.29	172.38	106.33	145.95	124.44

El segundo término se refiere a la desviación estándar y el tercer término al t-estadístico.

Diferenciales salariales en el Área Metropolitana de Medellín, a través de Regresiones por Cuantiles en el período 2002-2006

CARLOS ANDRÉS CANO GAMBOA

MARCELA OROZCO CHÁVEZ

MUJERES

VARIABLE	2002			2003			2004			2005			2006		
	Cuant 0.25	Cuant 0.5	Cuant 0.75	Cuant 0.25	Cuant 0.5	Cuant 0.75	Cuant 0.25	Cuant 0.5	Cuant 0.75	Cuant 0.25	Cuant 0.5	Cuant 0.75	Cuant 0.25	Cuant 0.5	Cuant 0.75
EDUCACIÓN	0.109832	0.1198563	0.1412574	0.1215731	0.1168795	0.1277933	0.1105894	0.1059799	0.122395	0.0954033	0.09251	0.114726	0.0791012	0.0796858	0.1005672
	0.0053337	0.0035412	0.0061084	0.004031	0.0031863	0.0023728	0.0051669	0.00399	0.0027871	0.0036106	0.0037375	0.0028839	0.0052962	0.0041432	0.0040475
	20.59	33.85	23.13	30.16	36.68	53.86	21.4	26.56	43.91	26.42	24.75	39.78	14.94	19.23	24.85
	0.0228415	0.0318297	0.0222085	0.0307828	0.0323985	0.034338	0.02107	0.0205535	0.0261956	0.0163796	0.0182945	0.0265131	0.0212202	0.0192927	0.0270665
EXPERIENCIA	0.0028289	0.0027578	0.0078434	0.0032409	0.0021392	0.0028264	0.0041091	0.0023517	0.0029934	0.0021942	0.0019919	0.0020688	0.0034745	0.0021871	0.0034892
	8.07	11.54	2.83	9.5	15.15	12.15	5.13	8.74	8.75	7.46	9.18	12.82	6.11	8.82	7.76
	-0.000313	-0.0003347	-0.0001483	-0.000452	-0.0003572	-0.0003334	-0.00034	-0.0001486	-0.0001479	-0.0002449	-0.0001526	-0.0001926	-0.0003988	-0.0002092	-0.0002521
EXPERIENCIA ²	0.0000623	0.0000672	0.0001219	0.0000728	0.0000486	0.0000552	0.0001027	0.0000572	0.0000702	0.0000491	0.0000454	0.0000427	0.0000799	0.0000461	0.0000692
	-5.03	-4.98	-1.22	-6.21	-7.34	-6.04	-3.31	-2.6	-2.11	-4.98	-3.36	-4.51	-4.99	-4.54	-3.64
	5.864167	6.026244	6.568212	5.634362	5.974621	6.200933	5.918621	6.254795	6.341785	6.254792	6.503428	6.485223	6.493176	6.698432	6.69041
CONSTANTE	0.0712818	0.0484717	0.1377098	0.0630959	0.0414627	0.0438931	0.075223	0.0479336	0.0443559	0.0496035	0.0468515	0.042491	0.0786966	0.0525018	0.0659096
	82.27	124.32	47.7	89.3	144.1	141.27	78.68	130.49	142.98	126.1	138.81	152.63	82.51	127.58	101.51

El segundo término se refiere a la desviación estándar y el tercer término al t-estadístico.

Anexo 2
Resultados del Modelo 2

Estrato 5-6

HOMBRES

VARIABLE	2002			2003			2004			2005			2006		
	Cuant 0.25	Cuant 0.5	Cuant 0.75	Cuant 0.25	Cuant 0.5	Cuant 0.75	Cuant 0.25	Cuant 0.5	Cuant 0.75	Cuant 0.25	Cuant 0.5	Cuant 0.75	Cuant 0.25	Cuant 0.5	Cuant 0.75
EDUCACIÓN	0.195937	0.177464	0.184378	0.158559	0.130857	0.114202	0.155109	0.160461	0.134467	0.144014	0.148561	0.146837	0.122041	0.141050	0.132628
	0.016791	0.042372	0.035447	0.011608	0.014037	0.020038	0.013087	0.014539	0.019623	0.009834	0.008874	0.013229	0.013796	0.012621	0.023627
	11.67	14.34	5.20	13.66	9.32	5.70	11.85	11.04	6.85	14.64	16.74	11.10	8.85	11.18	5.61
EXPERIENCIA	0.022065	0.043679	0.020835	0.035033	0.034124	0.023424	0.054976	0.046175	0.041129	0.025770	0.028719	0.024352	0.028638	0.018465	0.037575
	0.011564	0.012898	0.030487	0.011694	0.009402	0.012754	0.011679	0.012780	0.012584	0.012649	0.006502	0.009809	0.020974	0.012363	0.026513
	1.91	3.39	0.68	3.00	3.63	1.84	4.71	3.61	3.27	2.04	4.42	2.48	1.37	1.49	1.42
EXPERIENCIA ²	-0.000056	-0.000361	0.000051	-0.000340	-0.000276	-0.000069	-0.000684	-0.000504	-0.000165	-0.000078	-0.000007	0.000155	-0.000254	0.000090	-0.000168
	0.000305	0.000286	0.000556	0.000231	0.000212	0.000234	0.000217	0.000308	0.000249	0.000297	0.000133	0.000188	0.000432	0.000302	0.000574
	-0.18	-1.26	0.09	-1.47	-1.30	-0.29	-3.16	-1.64	-0.66	-0.26	-0.05	0.82	-0.59	0.30	-0.29
CONSTANTE	5.033512	5.562128	6.470060	5.483509	6.438789	7.338524	5.465906	5.847096	6.661103	5.848023	6.147626	6.674768	6.176161	6.400184	6.812363
	0.237143	0.193140	0.618860	0.206875	0.233893	0.389307	0.214401	0.240353	0.342328	0.150150	0.156624	0.200152	0.255337	0.190661	0.482901
	21.23	28.80	10.45	26.51	27.53	18.85	25.49	24.33	19.46	38.95	39.20	33.35	24.19	33.57	14.11

El segundo término se refiere a la desviación estándar y el tercer término al t-estadístico.

Diferenciales salariales en el Área Metropolitana de Medellín, a través de Regresiones por Cuantiles en el período 2002-2006

CARLOS ANDRÉS CANO GAMBOA

MARCELA OROZCO CHÁVEZ

MUJERES

VARIABLE	2002			2003			2004			2005			2006		
	Cuant 0.25	Cuant 0.5	Cuant 0.75	Cuant 0.25	Cuant 0.5	Cuant 0.75	Cuant 0.25	Cuant 0.5	Cuant 0.75	Cuant 0.25	Cuant 0.5	Cuant 0.75	Cuant 0.25	Cuant 0.5	Cuant 0.75
EDUCACIÓN	0.126102	0.132544	0.135056	0.121112	0.122706	0.118970	0.108088	0.114303	0.123200	0.078872	0.114242	0.131151	0.079851	0.103706	0.127908
	0.009569	0.008544	0.025730	0.007384	0.005728	0.006626	0.008078	0.006643	0.004466	0.007598	0.006336	0.005180	0.010898	0.007802	0.008738
	13.18	15.51	5.25	16.40	21.42	17.95	13.38	17.21	27.59	10.38	18.03	25.32	7.33	13.29	14.64
	0.031957	0.034769	0.010166	0.036137	0.029474	0.026045	0.030376	0.028813	0.015058	0.014707	0.020497	0.020593	0.036408	0.042623	0.051118
EXPERIENCIA	0.011765	0.011254	0.034816	0.008853	0.006935	0.007652	0.011502	0.007518	0.007716	0.006235	0.006980	0.006496	0.010593	0.007737	0.011442
	2.72	3.09	0.29	4.08	4.25	3.40	2.64	3.57	1.95	2.36	2.94	3.17	3.44	5.51	4.47
	-0.000342	-0.000392	0.000110	-0.000485	-0.000346	-0.000275	-0.000451	-0.000345	-0.000103	-0.000074	-0.000060	-0.000060	-0.000561	-0.000546	-0.000668
EXPERIENCIA ²	0.000222	0.000218	0.000676	0.000150	0.000139	0.000154	0.000310	0.000160	0.000178	0.000129	0.000132	0.000129	0.000257	0.000166	0.000214
	-1.54	-1.79	0.16	-3.23	-2.49	-1.79	-1.45	-2.45	-0.58	-0.57	-0.46	-0.46	-2.19	-3.28	-3.12
	5.796193	6.273709	7.150498	5.978381	6.420030	6.948325	6.288631	6.605516	6.936765	6.713345	6.636865	6.816540	6.604257	6.598088	6.650845
CONSTANTE	0.170309	0.153470	0.545211	0.160323	0.117004	0.119977	0.135224	0.138591	0.097680	0.112802	0.114738	0.098497	0.142714	0.136507	0.181968
	34.03	40.88	13.12	37.29	54.87	57.91	46.51	47.66	71.02	59.51	57.84	69.21	46.28	48.34	36.55

El segundo término se refiere a la desviación estándar y el tercer término al t-estadístico.

Estrato 3-4

HOMBRES

VARIABLE	2002			2003			2004			2005			2006		
	Cuant 0.25	Cuant 0.5	Cuant 0.75	Cuant 0.25	Cuant 0.5	Cuant 0.75	Cuant 0.25	Cuant 0.5	Cuant 0.75	Cuant 0.25	Cuant 0.5	Cuant 0.75	Cuant 0.25	Cuant 0.5	Cuant 0.75
	0.106250	0.123889	0.147657	0.105260	0.113055	0.134020	0.095996	0.106374	0.127449	0.073551	0.098722	0.122564	0.082352	0.104271	0.118003
EDUCACIÓN	0.007898	0.004553	0.010677	0.005268	0.005207	0.004504	0.006469	0.005141	0.003610	0.004832	0.003948	0.003753	0.005468	0.004160	0.005015
	13.45	27.21	13.83	19.98	21.71	29.76	14.84	20.69	35.31	15.22	25.01	32.86	15.06	25.06	23.53
	0.024973	0.035194	0.014887	0.030611	0.036423	0.035124	0.027193	0.029299	0.038180	0.016849	0.026363	0.029569	0.022729	0.026637	0.034395
EXPERIENCIA	0.004112	0.004006	0.013483	0.004552	0.003143	0.004588	0.003895	0.002807	0.004216	0.002273	0.002169	0.003436	0.003418	0.003235	0.004616
	6.07	8.79	1.10	6.72	11.59	7.66	6.98	10.44	9.06	7.41	12.16	8.61	6.65	8.23	7.45
	-0.000321	-0.000424	-0.000145	-0.000431	-0.000446	-0.000298	-0.000443	-0.000327	-0.000400	-0.000272	-0.000274	-0.000248	-0.000366	-0.000298	-0.000374
EXPERIENCIA ²	0.000071	0.000072	0.000211	0.000084	0.000069	0.000094	0.000087	0.000057	0.000087	0.000051	0.000043	0.000068	0.000069	0.000079	0.000096
	-4.49	-5.88	-0.69	-5.14	-6.46	-3.19	-5.07	-5.77	-4.62	-5.30	-6.40	-3.65	-5.28	-3.75	-3.90
	5.965474	6.089598	6.832479	5.867969	6.048876	6.161164	6.125700	6.252532	6.288965	6.574328	6.438307	6.485146	6.494090	6.499305	6.505154
CONSTANTE	0.106258	0.069322	0.244250	0.087775	0.069099	0.072646	0.092603	0.065237	0.056082	0.065628	0.050629	0.061050	0.085785	0.048520	0.081432
	56.14	87.84	27.97	66.85	87.54	84.81	66.15	95.84	111.78	100.18	127.17	106.23	75.70	132.71	79.88

El segundo término se refiere a la desviación estándar y el tercer término al estadístico.

Diferenciales salariales en el Área Metropolitana de Medellín, a través de Regresiones por Cuantiles en el período 2002-2006

CARLOS ANDRÉS CANO GAMBOA

MARCELA OROZCO CHÁVEZ

MUJERES

VARIABLE	2002					2003					2004					2005					2006				
	Cuant 0.25	Cuant 0.5	Cuant 0.75	Cuant 0.25	Cuant 0.5	Cuant 0.75	Cuant 0.25	Cuant 0.5	Cuant 0.75	Cuant 0.25	Cuant 0.5	Cuant 0.75	Cuant 0.25	Cuant 0.5	Cuant 0.75	Cuant 0.25	Cuant 0.5	Cuant 0.75	Cuant 0.25	Cuant 0.5	Cuant 0.75				
EDUCACIÓN	0.107107	0.123581	0.127683	0.122207	0.122207	0.122857	0.122207	0.122207	0.122207	0.122207	0.122207	0.122207	0.122207	0.122207	0.122207	0.122207	0.122207	0.122207	0.122207	0.122207	0.122207	0.122207			
	0.008198	0.005594	0.010151	0.006585	0.005233	0.006585	0.005233	0.006585	0.005233	0.006585	0.005233	0.006585	0.005233	0.006585	0.005233	0.006585	0.005233	0.006585	0.005233	0.006585	0.005233	0.006585			
	13.06	22.09	12.58	18.66	23.35	35.82	13.76	21.59	22.29	15.87	22.25	33.86	9.88	14.00	17.51										
	0.022027	0.025065	0.002636	0.024340	0.028831	0.035333	0.014251	0.017399	0.022119	0.012335	0.016343	0.021084	0.023380	0.016562	0.018247										
EXPERIENCIA	0.004223	0.005217	0.011940	0.004185	0.003409	0.003512	0.004597	0.002696	0.003591	0.002726	0.002479	0.002650	0.004386	0.003874	0.005297										
	5.22	4.80	0.22	5.82	8.46	10.06	3.10	6.45	6.16	4.53	6.59	7.96	5.33	4.28	3.44										
	-0.000336	-0.000227	0.000079	-0.000342	-0.000291	-0.000357	-0.000213	-0.000080	-0.000043	-0.000173	-0.000099	-0.000099	-0.000454	-0.000136	-0.000095										
EXPERIENCIA ²	0.000106	0.000116	0.000183	0.000087	0.000079	0.000066	0.000128	0.000066	0.000073	0.000055	0.000061	0.000058	0.000097	0.000086	0.000123										
	-3.17	-1.96	0.43	-3.92	-3.67	-5.41	-1.66	-1.22	-0.59	-3.13	-1.62	-1.72	-4.67	-1.59	-0.78										
	5.931302	6.079859	6.982085	5.676430	5.941064	6.154582	6.203030	6.314111	6.373679	6.354116	6.429321	6.510927	6.418183	6.558059	6.725494										
CONSTANTE	0.104155	0.092847	0.224327	0.092413	0.065083	0.066239	0.097888	0.057336	0.083807	0.079992	0.056956	0.050428	0.123675	0.082649	0.097322										
	56.95	65.48	31.12	61.42	91.28	92.91	63.37	110.13	76.05	79.43	112.88	129.11	51.90	79.35	69.11										

El segundo término se refiere a la desviación estándar y el tercer término al t-estadístico.

Estrato 1-2

HOMBRES

VARIABLE	2002			2003			2004			2005			2006		
	Cuant 0.25	Cuant 0.5	Cuant 0.75	Cuant 0.25	Cuant 0.5	Cuant 0.75	Cuant 0.25	Cuant 0.5	Cuant 0.75	Cuant 0.25	Cuant 0.5	Cuant 0.75	Cuant 0.25	Cuant 0.5	Cuant 0.75
EDUCACIÓN	0.084238	0.063079	0.113610	0.082848	0.055695	0.065018	0.061792	0.055557	0.069910	0.068332	0.045146	0.061219	0.063195	0.046910	0.062593
	0.005651	0.006866	0.013399	0.006111	0.005235	0.003907	0.005258	0.004450	0.005877	0.004086	0.003178	0.004074	0.005030	0.004352	0.005157
	14.91	9.19	8.48	13.56	10.64	16.64	11.75	12.49	11.90	16.72	14.21	15.03	12.56	10.78	12.14
	0.041929	0.031341	0.044764	0.041448	0.023072	0.025131	0.041434	0.022835	0.028208	0.027385	0.019281	0.024066	0.024112	0.012681	0.019119
EXPERIENCIA	0.006135	0.003888	0.011431	0.005025	0.003188	0.003644	0.005032	0.003360	0.003891	0.002983	0.001890	0.002608	0.004295	0.002617	0.003311
	6.83	8.06	3.92	8.25	7.24	6.90	8.23	6.80	7.25	9.18	10.20	9.23	5.61	4.85	5.78
	-0.000746	-0.000488	-0.000635	-0.000760	-0.000353	-0.000307	-0.000817	-0.000370	-0.000342	-0.000460	-0.000316	-0.000279	-0.000451	-0.000179	-0.000228
EXPERIENCIA ²	0.000125	0.000071	0.000177	0.000094	0.000070	0.000067	0.000105	0.000068	0.000075	0.000060	0.000039	0.000049	0.000092	0.000051	0.000055
	-5.95	-6.83	-3.59	-8.09	-5.07	-4.57	-7.77	-5.48	-4.53	-7.70	-8.09	-5.67	-4.89	-3.48	-4.12
	5.927478	6.527778	6.582417	5.927094	6.663886	6.779114	6.222767	6.726614	6.750615	6.411232	6.967484	6.936743	6.853490	7.088961	7.076350
CONSTANTE	0.093430	0.087007	0.173403	0.089325	0.065721	0.058100	0.074045	0.063961	0.075735	0.059185	0.040018	0.052055	0.078092	0.058749	0.063468
	63.44	75.03	37.96	66.35	101.40	116.68	84.04	105.17	89.13	108.32	174.11	133.26	85.20	120.67	111.49

El segundo término se refiere a la desviación estándar y el tercer término al estadístico.

Diferenciales salariales en el Área Metropolitana de Medellín, a través de Regresiones por Cuantiles en el período 2002-2006

CARLOS ANDRÉS CANO GAMBOA
MARCELA OROZCO CHÁVEZ

MUJERES

VARIABLE	2002			2003			2004			2005			2006		
	Cuant 0.25	Cuant 0.5	Cuant 0.75	Cuant 0.25	Cuant 0.5	Cuant 0.75	Cuant 0.25	Cuant 0.5	Cuant 0.75	Cuant 0.25	Cuant 0.5	Cuant 0.75	Cuant 0.25	Cuant 0.5	Cuant 0.75
EDUCACIÓN	0.088531	0.059718	0.100221	0.094324	0.058931	0.064096	0.094239	0.054520	0.065451	0.078389	0.045851	0.050960	0.052726	0.033693	0.041724
	0.007669	0.006468	0.010444	0.008410	0.006632	0.005339	0.007877	0.005175	0.006840	0.007094	0.004428	0.003473	0.007004	0.004062	0.005150
	11.54	9.23	9.60	11.22	9.02	12.00	11.96	10.54	9.57	11.05	10.36	14.67	7.53	8.29	8.10
	0.023706	0.025082	0.029767	0.038453	0.021999	0.018351	0.033125	0.014595	0.020258	0.016923	0.011629	0.016375	0.008925	0.004895	0.010092
EXPERIENCIA	0.004017	0.003105	0.009009	0.005559	0.003155	0.003895	0.007649	0.003070	0.004467	0.003976	0.002092	0.002568	0.005023	0.003025	0.003880
	5.90	8.08	3.30	6.92	6.97	4.71	4.33	4.75	4.54	4.26	5.56	6.38	1.78	1.62	2.60
	-0.000401	-0.000402	-0.000377	-0.000670	-0.000333	-0.000174	-0.000580	-0.000238	-0.000212	-0.000358	-0.000222	-0.000203	-0.000224	-0.000086	-0.000108
EXPERIENCIA ²	0.000101	0.000062	0.000140	0.000102	0.000063	0.000075	0.000148	0.000074	0.000080	0.000071	0.000047	0.000046	0.000113	0.000067	0.000077
	-3.98	-6.51	-2.70	-6.60	-5.31	-2.32	-3.93	-3.21	-2.67	-5.02	-4.70	-4.45	-1.98	-1.28	-1.39
	6.010094	6.598809	6.628231	5.749150	6.582830	6.782487	5.844066	6.768262	6.820600	6.389076	7.013943	7.088530	6.820329	7.272884	7.306365
CONSTANTE	0.092660	0.081618	0.158275	0.118797	0.087643	0.075374	0.136248	0.066751	0.094459	0.105315	0.057299	0.050340	0.098796	0.058652	0.072045
	64.86	80.85	41.88	48.39	75.11	89.98	42.89	101.40	72.21	60.67	122.41	140.81	69.03	124.00	101.41

El segundo término se refiere a la desviación estándar y el tercer término al t-estadístico.

Anexo 3

Resultados de la aplicación de Blinder-Oaxaca para el año 2006

Modelo 1

Cuantil	Diferencial	Efecto Dotación	Efecto Remuneración	Residual
q25	0.012587	-0.0651942	0.0407565	0.0370247
q50	0	0.0145284	0.2904206	-0.304949
q75	0.074108	-0.2102004	0.2933681	-0.0090597

Modelo 2

Cuantil	Diferencial	Efecto Dotación	Efecto Remuneración	Residual
Estrato 1-2				
q25	0.025318	0.0146448	0.1815725	-0.1708993
q50	-0.012618	-0.041548	0.2377166	-0.2087866
q75	0.040822	0.010016	0.3922738	-0.3614678
Estrato 3-4				
q25	0.023781	-0.0823515	-0.0217224	0.1278549
q50	0.040822	0.0150303	0.2411197	-0.215328
q75	0.01005	-0.0940442	0.4206926	-0.3165984
Estrato 5-6				
q25	0.436717	0.610205	0.2048589	-0.3783469
q50	0.736348	0.4453161	0.2569881	0.0340438
q75	0.628609	0.0273452	0.1194966	0.4817672

Modelo 3

Cuantil	Diferencial	Efecto Dotación	Efecto Remuneración	Residual
Sector secundario				
q25	0.065846	-0.0665115	0.0101581	0.1221994
q50	0	-0.0129205	0.5190232	-0.5061027
q75	0.1441	0	0.536284	-0.392184
Sector terciario				
q25	0.030772	-0.0549556	0.0421758	0.0435518
q50	0	0.0289258	0.2013481	-0.2302739
q75	0.023892	-0.2155385	0.2688973	-0.0294668