

Desde el segundo semestre del 2007 se creó un espacio académico extra-clase, sugerido por los estudiantes y dirigido a ellos, denominado *Semillero de Investigación: Los Apóstoles del Buen Gusto*. El grupo busca profundizar en el conocimiento de temas teóricos y prácticos que son impartidos a nivel de pregrado, así como fomentar la discusión, el pensamiento crítico y analítico a partir de dichos conocimientos. Es un espacio dirigido por el grupo de Jóvenes Investigadores de la Facultad de Economía y cuenta con el apoyo y financiamiento de la misma.

Su nombre –lejos de ser una copia del así denominado grupo de Cambridge (1920), del que fue ilustre representante Jhon Maynard Keynes– responde a una mezcla de conceptos vernáculos y científicos propios. Antes de convertirse en una iniciativa avalada por la Facultad, la profundización que buscaron sus integrantes fue hacia el análisis matemático y su guía fue el libro de **Tom Apostol**, de allí se desprende la primera parte del sustantivo. **Del Buen Gusto** rememora las tertulias presididas por Doña Manuela Sanz de Santamaría, en las que se reunían intelectuales neogranadinos de principios del siglo XIX a discutir autores clásicos, representantes de la nueva ciencia y artículos cifrados en los periódicos extranjeros.

El semillero de investigación, iniciativa abierta para estudiantes interesados en la investigación académica, busca asegurar que las discusiones trasciendan más allá de su simple planteamiento y por ello se han creado grupos de trabajo que profundizan temas particulares en reuniones periódicas. La serie *Documentos de trabajo de estudiantes* se creó como mecanismo de difusión de las investigaciones del Semillero y espera contar con el aporte de aquellos interesados en publicar sus trabajos.

Mayor información: <http://www.urosario.edu.co/economia/semillero-de-investigacion/>  
O comunicarse con el correo electrónico [semillero.economia@urosario.edu.co](mailto:semillero.economia@urosario.edu.co)



Augusto Andrés Aleán Romero

# Discriminación salarial por género en Colombia, 2008

Documento de trabajo de estudiantes No. 4

Semillero de Investigación

Facultad de Economía



UNIVERSIDAD DEL ROSARIO  
Colegio Mayor de Nuestra Señora del Rosario - 1653



**Discriminación salarial por género en  
Colombia, 2008**

Augusto Andrés Aleán Romero

Universidad del Rosario  
Facultad de Economía  
Editorial Universidad del Rosario  
Bogotá D.C.  
2011

ALEÁN ROMERO, Augusto Andrés

Discriminación salarial por género en Colombia, 2008 / Augusto Andrés Aleán Romero. — Facultad de Economía, Universidad Colegio Mayor de Nuestra señora del Rosario. Bogotá: Editorial Universidad del Rosario, 2011.

18 p.— (Documento de Investigación; 04)

DISCRIMINACIÓN LABORAL – COLOMBIA / IGUALDAD DE REMUNERACIÓN – COLOMBIA / MERCADO DE TRABAJO – COLOMBIA / TRABAJO DE LA MUJER – COLOMBIA / TRABAJO DEL HOMBRE / I. TITULO / II. SERIE.

331.2153 SCDD 20

Augusto Andrés Aleán Romero  
Editorial Universidad del Rosario

\* Las opiniones de los artículos sólo comprometen a los autores y en ningún caso a la Universidad del Rosario. No se permite la reproducción total ni parcial sin la autorización de los autores.  
Todos los derechos reservados.

Primera edición: mayo de 2011  
Impreso y hecho en Colombia  
Printed and made in Colombia

## **Discriminación salarial por género en Colombia, 2008**

Augusto Andrés Aleán Romero\*

### **Resumen**

El presente documento analiza la brecha salarial por género utilizando la metodología sugerida por Chernozhukov, Fernández-Val y Melly (2009), que permite estimar distribuciones contrafactuales usando regresiones cuantílicas. Nuestro principal resultado es que la relación entre la discriminación salarial y la edad tiene una forma de U invertida: es baja para los jóvenes y los mayores de 44 años y alta para los individuos con edades de entre 25 y 44 años.

---

\* Colegio Mayor de Nuestra Señora del Rosario.

## 1. Introducción

En el mercado laboral existe discriminación salarial si las diferencias de salarios, entre diversos grupos demográficos, son explicadas significativamente por la pertenencia de los individuos a dichos grupos, más que por su productividad. Este documento aborda el estudio de la discriminación salarial por género en Colombia: ¿Existe discriminación salarial por género? ¿En qué medida? Como señalan Baquero, Guataquí & Sarmiento (2000), la relevancia de estas preguntas se hace evidente cuando consideramos que la discriminación por género constituye “un obstáculo para el logro de una sociedad y un crecimiento más equitativos y [que genera] altos costos para la economía, debido a sus repercusiones sobre la eficiencia económica y a su impacto social a nivel de familias”.

La mayor parte de la literatura en econometría sobre la estimación de la discriminación racial o por género se ha enfocado en los efectos de tratamiento promedio. La descomposición de Blinder-Oaxaca se ha usado tradicionalmente para identificar la proporción del diferencial salarial entre grupos demográficos que puede explicarse por diferencias en las características observables. En los enfoques no paramétricos se suelen usar comparaciones tipo emparejamiento para contrastar los salarios promedio de individuos de distintos grupos demográficos, pero con características observables similares.

En este documento adoptamos la metodología sugerida por Chernozhukov, Fernández-Val & Melly (2009), que permite estimar distribuciones contrafactuales usando regresiones cuantílicas. Con esta metodología podemos calcular *el valor hipotético de los salarios de las mujeres si las recompensas a sus características observables fuesen las mismas que las de los hombres*, no solo para la media, sino para toda la distribución de salarios.

Los principales aportes del presente trabajo son dos: (1) Para las estimaciones se usan datos de la Encuesta de Calidad de Vida (ECV) en el año 2008, una encuesta poco explotada en la literatura precedente; (2) La metodología empleada aún no se ha aplicado para estudiar la discriminación laboral en Colombia, ni los procesos de inferencia de los que hacemos uso a la hora de interpretar los resultados. La parte restante del documento se divide en cinco secciones. En la siguiente describimos los principales métodos empíricos

para el estudio de la discriminación, así como las investigaciones que han aplicado estos métodos para el análisis de la discriminación por género en Colombia. Luego, presentamos la metodología que usamos en la presente investigación. Por último, describimos los resultados de nuestro estudio, concluimos en la sección 4 y planteamos algunas recomendaciones en la sección 5.

## 2. Marco teórico y antecedentes

### 2.1. Metodologías

En esta sección describimos las metodologías empíricas que se han usado para estudiar la discriminación laboral en Colombia. Estas metodologías abordan un tipo de discriminación laboral particular: la discriminación salarial. Este tipo de discriminación se presenta cuando las desigualdades salariales no siempre pueden ser atribuidas a la existencia de niveles distintos de productividad. En el marco de la discriminación por género implica que las mujeres perciben un salario menor que los hombres, incluso cuando están igualmente calificadas y desempeñan el mismo trabajo.

#### 2.1.1. Descomposición de Blinder-Oaxaca

El modelo básico de análisis es uno en el que el logaritmo del salario por hora se puede expresar como una combinación lineal de variables que miden el nivel de capital humano:

$$\ln W_i = x_i' \beta + v_i \quad (1.1)$$

donde  $W_i$  es el salario por hora del trabajador o trabajadora  $i$ ,  $x$  es un vector de variables que miden el capital humano (usualmente años de educación y medidas de experiencia),  $\beta$  es un vector de parámetros asociados y  $v$  es un error aleatorio con las propiedades usuales (media cero, varianza finita, homoscedasticidad, ausencia de correlación serial). La descomposición de Blinder-Oaxaca (BO), como fue sugerida por Oaxaca (1973), se basa en la estimación del anterior modelo para

hombres y mujeres y en separar la brecha salarial de la siguiente forma:

$$\ln W_h - \ln W_m = (x_h - x_m)' \beta_h + x_m' (\beta_h - \beta_m) \quad (1.2)$$

donde los subíndices  $h$  y  $m$  representan los términos correspondientes a hombres y mujeres, respectivamente. El término a la izquierda del signo igual es la diferencia entre el salario de los hombres y el de las mujeres, expresada en términos del salario de las mujeres. A la derecha del signo igual, el primer término representa el *efecto de las características*, esto es, la proporción de la brecha salarial que puede ser explicada por diferencias en los niveles de capital humano; y el segundo término representa el *efecto de los coeficientes*, esto es, la proporción de la brecha salarial que puede ser explicada por las diferentes reglas con las que el mercado laboral valora los niveles de capital humano de hombres y mujeres. El efecto de los coeficientes se interpreta usualmente como una medida de la discriminación.

### 2.1.2. Descomposición de Machado-Mata

La descomposición de Machado-Mata (2005) es un caso particular de la metodología desarrollada por Chernozhukov, Fernández-Val & Melly (2009), en un sentido que especificaremos en la sección 3.1. Es el análogo de la descomposición de Blinder-Oaxaca para las funciones cuantílicas. Denotando por  $W_g(u)$  el cuantil  $u$ -ésimo de la distribución de salarios en el grupo  $g$ , la descomposición de Machado-Mata permite estimar:

$$W_h(u) - W_m(u) = [W_h(u) - W^*(u)] + [W^*(u) - W_m(u)] \quad (2.1)$$

donde  $W^*(u)$  es una distribución contrafactual que mide el salario de las mujeres si sus características fueran remuneradas a los mismos “precios” que las de los hombres. Nótese que el primer término a la derecha del signo igual representa el efecto de las características en el cuantil  $u$ , y el segundo el efecto de los coeficientes en el cuantil  $u$ . La interpretación de estos términos es similar a la detallada en la sección anterior para la descomposición de Blinder-Oaxaca.

El método de Machado-Mata usa simulaciones para estimar, a partir de una distribución condicional, la distribución marginal o no

condicional correspondiente. Formalmente, si  $x$  es un vector de covariables, el proceso para implementar esta metodología puede describirse como sigue:

1. Generar una muestra aleatoria de tamaño  $m$  de una distribución  $U [0, 1]$ :  $u_1, \dots, u_m$ .
2. Para cada  $u_i$  estimar  $W(u_i | x)$  a partir de regresiones cuantílicas. Esto nos dará  $m$  estimaciones de los coeficientes  $\hat{\beta}(u_i)$ .
3. Generar una muestra aleatoria de tamaño  $m$  con remplazo de  $X$ , denotada por  $\{\tilde{x}_i\}_{i=1}^m$ .
4. Finalmente,  $\left\{W_i = \tilde{x}_i' \hat{\beta}(u_i)\right\}_{i=1}^m$ , es una muestra de tamaño  $m$  de la distribución no condicional deseada.

La distribución marginal generada depende de sobre qué grupo se estimen las regresiones cuantílicas en el paso (2) y sobre qué grupo se seleccione la muestra aleatoria en el paso (3). Por ejemplo, si en el paso (2) se usa el grupo de los hombres y en el paso (3) se usa el grupo de las mujeres, obtendremos una muestra de tamaño  $m$  de  $W^*(u)$ .

### 2.1.3. Comparaciones tipo emparejamiento

Este método es una extensión de la descomposición de Blinder-Oaxaca usando un enfoque no paramétrico de emparejamiento. El método procede de la siguiente forma: todos los hombres y mujeres se emparejan si muestran exactamente la misma combinación de características observables. Después de emparejar, las observaciones de hombres y mujeres se dividen en tres conjuntos: (i) uno de hombres cuyas características no concuerdan con ninguna mujer de la muestra, (ii) uno de mujeres cuyas características no concuerdan con ningún hombre de la muestra y (iii) uno de hombres y mujeres emparejados, de forma que la distribución de características observables para los hombres es igual que para las mujeres. La brecha salarial  $\Delta$  computada como la diferencia entre los salarios promedio de hombres y mujeres, expresada en términos del salario promedio de las mujeres, se descompone en cuatro términos:

$$\Delta = (\Delta_x + \Delta_h + \Delta_m) + \Delta_0 \quad (3.1)$$



El componente  $\Delta_x$  se atribuye a las diferencias en las características observables entre hombres y mujeres. Su cálculo se realiza sobre el conjunto de hombres y mujeres emparejados.  $\Delta_h$  es la proporción de la brecha salarial que se explica por el hecho que hay hombres cuyas características no concuerdan con ninguna mujer de la muestra. Similarmente,  $\Delta_m$  es la proporción de la brecha salarial que se explica por el hecho que hay mujeres cuyas características no concuerdan con ningún hombre de la muestra. La suma de estos tres primeros componentes es entonces el componente explicado por las diferentes características observables de hombres y mujeres.

Por último,  $\Delta_0$  es la proporción de la brecha salarial que no puede ser explicada por las características tenidas en cuenta por el investigador, e incluye posiblemente la discriminación.

## 2.2. Aplicaciones para Colombia

Fernández (2006) identifica la brecha en horas trabajadas como uno de los principales determinantes del diferencial salarial por género para los años 1997 y 2003. La división del trabajo al interior del hogar segrega a las mujeres a trabajos con horarios flexibles o de media jornada. Al tener en cuenta las horas trabajadas, las diferencias de ingresos promedio entre hombres y mujeres se reducen a niveles relativamente bajos. Sin embargo, al analizar la distribución de la brecha salarial se encuentra que los hombres se ven favorecidos en los percentiles más bajos (1 a 3) y más altos (85 a 99) de ingresos. Realizando una descomposición de la brecha salarial siguiendo la metodología sugerida en Machado y Mata (2005) se encuentra que ésta es explicada en su mayor parte por los diferentes retornos del mercado laboral a las características entre hombres y mujeres.

Siguiendo un enfoque similar al de Fernández (2006), Badel & Peña (2009) descomponen la brecha salarial por género en una proporción explicada por las diferencias de capital humano y otra por las diferencias en los pagos a estas características. Los autores corrigen sus estimaciones teniendo en cuenta el sesgo por selección, un problema muestral asociado a la posibilidad potencial de observar la variable dependiente. Idealmente, para estimar el efecto de ser hombre o mujer sobre los salarios, las muestras deberían escogerse aleatoriamente. Sin embargo, la muestra de las mujeres puede no ser

aleatoria: las mujeres que hacen parte de la población ocupada, esto es, las mujeres cuyo ingreso laboral es observable, pueden presentar características particulares (por ejemplo, tener menos hijos).

Después de corregir por selección la brecha salarial conserva la forma de U reportada por Fernández (2006) pero los diferenciales se amplían, en particular en los últimos cuantiles de la distribución. Mientras la brecha sin corregir por selección tenía niveles máximos de 30 % en los cuantiles bajos y 35 % en los cuantiles altos, la brecha corregida presenta niveles de 50 % y 60 % respectivamente.

Usando una extensión de la descomposición de Blinder-Oaxaca en el marco de las comparaciones por emparejamiento, Atal, Ñopo & Winder (2009) analizan en qué medida las diferencias de ingresos entre hombres y mujeres latinoamericanos se pueden explicar por sus características observables. El porcentaje inexplicado de la brecha salarial para Colombia es uno de los más bajos de la región (9%). Las diferencias salariales por género en Colombia se explican principalmente por el confinamiento de las mujeres en ocupaciones que les reportan ingresos por debajo del promedio. Sin embargo, las mujeres que obtienen trabajos en las ocupaciones y sectores económicos dominados tradicionalmente por hombres (minería, fuerzas armadas, etc.) obtienen un salario mayor que sus contrapartes, haciendo que en estos sectores el diferencial salarial sea negativo.

Hoyos, Ñopo & Peña (2010) analizan el diferencial salarial por género en Colombia en tres períodos: dos períodos de desaceleración de la actividad económica, 1994-1998 y 2000-2001, y un período de crecimiento sostenido, 2002-2006. En todos los períodos los hombres reportan mayores ganancias que las mujeres para todos los niveles de educación. La presencia de otro receptor de ingresos en el hogar no juega un papel importante en el diferencial salarial. Los individuos en hogares con presencia de niños reportan ingresos más bajos que aquellos en hogares sin niños en los tres períodos de análisis. Usando un enfoque de comparaciones tipo emparejamiento y controlando por un conjunto de variables socio-demográficas y relativas al trabajo, los autores descomponen la brecha salarial a través de la distribución de salarios, encontrando una forma de U en la proporción inexplicada de la brecha para los tres períodos, con los mayores niveles para los grupos de altos salarios.

### 3. Desarrollo

#### 3.1. La metodología

##### 3.1.1. Distribuciones contrafactuales

El objetivo básico del método propuesto por Chernozhukov, Fernández-Val & Melly (2009) es predecir el efecto de un cambio contrafactual de las condiciones económicas en una variable de interés. Una de las aplicaciones consiste en estimar la distribución de los salarios de las mujeres en la ausencia de discriminación laboral en el mercado de trabajo, esto es, si a las mujeres se les pagara como a los hombres con las mismas características.

La muestra bajo estudio se divide entre hombres y mujeres indexados por  $j \in \{0, 1\}$ . El índice 0 corresponde a los hombres, y el índice 1 corresponde a las mujeres. Usando la notación de resultados potenciales de Neymann (1923) podemos caracterizar cada individuo por un par de resultados potenciales:  $W_i(0)$  para el resultado bajo el tratamiento de referencia (hombres) y  $W_i(1)$  para el resultado bajo el tratamiento activo (mujeres)<sup>1</sup>. Los resultados potenciales se observan parcialmente ya que solo la variable  $W_i = W_i(0) + T_i [W_i(1) - W_i(0)]$ , donde  $T_i$  es una variable binaria que indica si el individuo es hombre o mujer, es observable. Necesitamos entonces asumir que se satisfacen algunas restricciones si queremos identificar los estimadores de interés. En este documento, asumimos que todos los regresores son exógenos. Alternativamente podríamos usar variables instrumentales o procedimientos de selección muestral. Siendo  $X_i$  un vector  $p$ -dimensional de covariables suponemos que la asignación del tratamiento es “inconfundida” dado  $X$ :

$$W(0), W(1) \perp T \mid X \quad (4.1)$$

este supuesto quiere decir que dentro de cada celda de observaciones definida por  $X$  la asignación de tratamiento es aleatoria.

---

<sup>1</sup>Naturalmente, la palabra “tratamiento” no debe interpretarse en un sentido estricto.

Si el supuesto (4.1) es cierto, podemos estimar la distribución (contrafactual) del salario de las mujeres en ausencia de discriminación en el mercado laboral. Sea  $Q_{W_j}(u | x)$  el  $u$ -ésimo cuantil condicional de  $W$  dado  $x$  en el grupo  $j$ , y sea  $F_{X_j}$  la distribución marginal del  $p$ -vector de covariables  $X$  en el grupo  $k$ , con  $k \in \{0, 1\}$ . Podemos describir el resultado observado del grupo  $j$  como una función de las covariables y una perturbación  $U_j^j$  a través de la representación de Skorohod:

$$W_j^j = Q_{W_j}(U_j^j | X_j), \quad (4.2)$$

donde  $U_j^j \sim U(0, 1)$  independientemente de  $X_j$  para  $j \in \{0, 1\}$ . Consideremos entonces el experimento de generar un resultado contrafactual con la función cuantílica condicional del grupo 0,  $Q_{W_0}(u | x)$ , mientras mantenemos la distribución marginal de las covariables como en el grupo 1, esto es,  $X_1 \sim F_{X_1}$ . El resultado contrafactual se genera así por:

$$W_0^1 = Q_{W_0}(U_0^1 | X_1), \quad (4.3)$$

donde  $U_0^1 \sim U(0, 1)$  independientemente de  $X_1$ .

Este tipo de modelo es útil para conceptualizar cuál sería la distribución del salario de las mujeres si se les pagara como a los hombres con las mismas características. Para obtener una descomposición similar a la ecuación (2.1) necesitamos encontrar las funciones cuantílicas marginales. Dado que los cuantiles marginales no pueden obtenerse integrando los cuantiles condicionales, debemos invertir la función cuantílica condicional para obtener la distribución condicional correspondiente. Luego, podemos integrar sobre el conjunto de covariables para obtener la distribución marginal. Por último, podemos obtener los cuantiles marginales invirtiendo la distribución marginal.

En efecto, la distribución condicional asociada con la función cuantílica  $Q_{W_j}(u | x)$  es:

$$F_{W_j}(w | x) = \int_0^1 1\{Q_{W_j}(u | x) \leq w\} du, \quad j \in \{0, 1\} \quad (4.4)$$

las distribuciones marginales de interés son<sup>2</sup>:

$$F_{W_j}^k(w) := \Pr \left\{ W_j^k \leq w \right\} = \int_{\chi} F_{W_j}(w | x) dF_{X_k}(x), \quad j, k \in \{0, 1\} \quad (4.5)$$

entonces las funciones cuantílicas marginales correspondientes son:

$$Q_{W_j}^k(u) = \inf \left\{ w : F_{W_j}^k(w) \geq u \right\}, \quad j, k \in \{0, 1\} \quad (4.6)$$

y podemos definir el efecto del tratamiento en el cuantil  $u$  como:

$$QE(u) = Q_{W_0}^1(u) - Q_{W_0}^0(u) \quad (4.7)$$

la ecuación (4.7) representa el efecto de cambiar la distribución marginal de las covariables de  $F_{X_0}$  a  $F_{X_1}$ , manteniendo constante la distribución condicional del resultado en  $Q_{W_0}(u | x)$ . Nótese que las distribuciones y funciones cuantílicas marginales de interés dependen de las funciones cuantílicas condicionales correspondientes. Para estimar estas funciones usamos la regresión cuantílica.

### 3.1.2. Regresión cuantílica

Usando este enfoque aproximamos la función cuantílica condicional por una forma lineal  $Q_W(u | x) = x' \beta(u)$ . La función cuantílica condicional está entonces completamente definida por:

$$\beta(u) = \arg \min_{b \in \mathbb{R}^p} E [\rho_u(W_i - x_i' b)] \quad (5.1)$$

con  $\rho_u(z) = uz1\{z > 0\} + (1-u)z1\{z \leq 0\}$ . El estimador de la regresión cuantílica,  $\hat{\beta}(u)$ , es el análogo muestral de  $\beta(u)$ . Siguiendo el proceso descrito en las ecuaciones (4.4) - (4.7), podemos estimar la brecha salarial y descomponerla de la siguiente forma:

$$\hat{Q}_{W_1}^1(u) - \hat{Q}_{W_1}^0(u) = \left[ \hat{Q}_{W_1}^1(u) - \hat{Q}_{W_0}^1(u) \right] + \left[ \hat{Q}_{W_0}^1(u) - \hat{Q}_{W_0}^0(u) \right] \quad (5.2)$$

Como muestra Melly (2006), esta descomposición y la de Machado-Mata serán numéricamente idénticas si el número de simulaciones

<sup>2</sup> $\chi$  es un subconjunto compacto de  $\mathbb{R}^p$  que contiene los soportes de  $X_0$  y  $X_1$ .

usadas en el procedimiento de Machado-Mata tiende a infinito. En este sentido, el estimador de Chernozhukov, Fernández-Val & Melly requiere un menor tiempo de computación y usa más información, dado que es imposible calcular un número infinito de simulaciones.

Es improbable que la función cuantílica condicional del logaritmo del salario por hora, dado un vector de covariables observadas, sea exactamente lineal, así que los supuestos del modelo presentado arriba podrían fallar. Sin embargo, el resultado de la regresión cuantílica puede entenderse como una aproximación lineal a la función cuantílica condicional desconocida. Denotemos el error de especificación como:

$$\Delta_u(x_i, \beta(u)) = x_i' \beta(u) - Q_{W_i}(u | x_i) \quad (5.3)$$

Angrist, Chernozhukov & Fernández-Val (2006) prueban la siguiente proposición: Suponga que (i) la densidad condicional  $f_W(w | x)$  existe casi con seguridad, (ii)  $E[W_i]$ ,  $E[Q_{W_i}(u | x_i)]$  y  $E\|x_i\|$  son finitas, y (iii)  $\beta(u)$  es la única solución de (5.1). Entonces:

$$\beta(u) = \arg \min_{b \in \mathbb{R}^p} E[m_u(x_i, b) \cdot \Delta_u^2(x_i, \beta(u))] \quad (5.4)$$

donde,

$$m_u(x_i, b) = \int_0^1 (1-z) \cdot f_{e(u)}(z\Delta_u(x_i, \beta(u)) | x_i) dz \quad (5.5)$$

y  $e_i(u)$  es el residuo  $W_i - Q_{W_i}(u | x_i)$ , con densidad condicional  $f_{e(u)}(e | x_i)$  en  $e_i(u) = e$ .

¿Qué quiere decir este resultado? podemos pensar en la regresión cuantílica como un proceso que aproxima  $Q_{W_i}(u | x_i)$ , tal y como la regresión por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) aproxima  $E[W_i | x_i]$ . Ambos minimizan un error cuadrático de especificación ponderado por una función de peso. Para el caso de MCO, la función de peso es el histograma de  $x_i$ ,  $p(x_i)$ ; para el caso de regresión cuantílica la función de peso es  $m_u(x_i, b)p(x_i)$ . Dicha función es aproximadamente proporcional a la densidad condicional de  $W_i$  en cercanía de la función cuantílica condicional.

Angrist, Chernozhukov & Fernández-Val (2006) extienden los procesos de inferencia sobre el proceso de regresión cuantílica para permitir errores de especificación de cualquier clase. Los autores usan la

inferencia uniforme de tipo Kolmogorov para estudiar los cambios en la distribución de una variable de respuesta. Usando dicho método es posible derivar regiones de confianza uniformes para poner a prueba de forma simultánea diversas hipótesis. En este documento nos concentraremos en cinco hipótesis nulas básicas:

1. Especificación correcta del modelo paramétrico
2. Efecto de tratamiento nulo:  $QE(u)=0$  para toda  $u$
3. Efecto de tratamiento constante:  $QE(u)=QE(.5)$  para toda  $u$
4. Dominancia estadística:  $QE(u) \geq 0$  para toda  $u$
5. Dominancia estadística:  $QE(u) \leq 0$  para toda  $u$

### 3.2. Análisis exploratorio

Usamos datos de la Encuesta de Calidad de Vida 2008 realizada por el DANE. La muestra corresponde a los trabajadores asalariados. El 61.28% de la muestra corresponde a hombres (5828 observaciones) y el 38.72% corresponde a mujeres (3789 observaciones). Inicialmente, estimamos 6 regresiones distintas: una de ellas corresponde a una estimación por MCO para toda la muestra, es decir, un modelo similar a la ecuación (1.1). Las otras cinco corresponden a regresiones cuantílicas en distintos puntos de la distribución: percentiles 10, 25, 50, 75, 90, esto es, modelos similares a la ecuación (5.1). En las tablas 1 y 2 del Anexo A se muestran los resultados. Los errores estándar que usamos para los tests de significancia son robustos ante heteroscedasticidad. La variable dependiente es el logaritmo natural del salario nominal por hora<sup>3</sup>. Siguiendo a Ñopo & Peña (2010), el vector de covariables está compuesto por: dummies de género, presencia de niños en el hogar, presencia de otro perceptor de ingresos en el hogar, estatus marital, firma pequeña, informalidad y jefatura de hogar; 3 dummies para el tiempo trabajado a la semana (tiempo parcial, completo o sobretiempo); 9 dummies para

<sup>3</sup>Esta variable incluye pagos en especie.

la región (Región Atlántica, Oriental, Central, Pacífica, San Andrés, Amazonía-Orinoquía, Antioquia, Valle, Bogotá); 16 dummies para el sector del empleado (Sector agropecuario, minero, industrial, suministro, construcción, comercio, hoteles y restaurantes, transportes y comunicaciones, financiero, inmobiliario, administración pública, salud, otros servicios públicos, servicios en hogares privados, educación, organizaciones externas); los años de educación; un término cuadrático de la experiencia (aproximada por la edad) y la antigüedad del trabajador o trabajadora en la empresa.

Las categorías excluidas para evitar colinealidad perfecta fueron trabajar tiempo completo, la ciudad de Bogotá y el sector de la educación.

Nótese que, tanto en la media como en los percentiles estimados, el coeficiente de la dummy “mujer” es significativo al 1 %. Aún más, este coeficiente siempre es negativo, lo que nos dice que, controlando por todas las covariables mencionadas arriba, existe una brecha salarial por género favorable a los hombres.

También es interesante notar que, como muestran los estimados de los coeficientes de la dummy “mujer” para los percentiles 10 y 90, puede que la estimación por MCO nos esté ocultando brechas significativas que solo se observan en los extremos de la distribución. Para verificar esta proposición, en la siguiente sección estimamos la brecha salarial para toda la distribución de salarios y la descomponemos usando la metodología expuesta arriba.

### 3.3. Descomposiciones y grupos de edad

Concentramos nuestro análisis sobre las hipótesis de correcta especificación del modelo, y 4 hipótesis para cada uno de los coeficientes estimados (diferencia total, efecto de las características y efecto de los coeficientes): Efecto nulo, efecto constante, y dos formas de dominancia estadística. Estimamos cinco modelos, uno para toda la muestra de asalariados y asalariadas y los otros cuatro dividiendo la muestra por edades. En el Apéndice B se encuentran las tablas con los resultados de las regresiones, intervalos de confianza del 95 %, y los p-valores de cada una de las pruebas.



La hipótesis nula de correcta especificación paramétrica se rechaza para todos los modelos. Como mencionamos en la sección 3.1.2, es improbable que la relación entre salarios y nuestro vector de covariables sea exactamente lineal, o que dicho vector incluya todas las variables relevantes para la estimación. Usaremos entonces en nuestra interpretación los resultados de Angrist, Chernozhukov y Fernández-Val (2006): (i) nuestras estimaciones son aproximaciones lineales de la función cuantílica condicional desconocida, en el sentido especificado por la ecuación (5.4); (ii) las pruebas de hipótesis de tipo Kolmogorov serán robustas a cualquier tipo de especificación errónea.

En el modelo completo la diferencia total no es nula, pero la prueba de Kolmogorov no nos permite concluir si la diferencia es positiva o negativa para toda la distribución. Sin embargo, observando las estimaciones y sus intervalos de confianza podemos ver que la brecha favorece a los hombres entre los percentiles 3 y 30, y se torna negativa entre los percentiles 47 y 97. Recordemos que no toda esta brecha se puede atribuir a la discriminación, una parte de ella puede ser explicada por las diferencias entre las características observables de la muestra de hombres y mujeres.

De hecho, pasando al efecto de las características, tenemos evidencia para afirmar que dicho efecto es negativo y no constante. Esto es, las mujeres tienen dotaciones relativamente mayores de las características favorables en el mercado laboral, lo que hace que este efecto explique una parte negativa de la brecha.

Por otra parte, tenemos evidencia suficiente para afirmar que el efecto de los coeficientes es positivo y no constante. Esto es, existe un componente de la brecha salarial que favorece a los hombres y que no puede ser explicado por diferencias en las covariables incluidas en nuestro modelo. Este efecto alcanza su pico en el percentil once, decreciendo hasta dejar de ser significativo en el percentil 67.

La muestra total se dividió en cuatro grupos de edades: de 12 a 26 años, de 27 a 34 años, de 35 a 44 años, y de más de 44 años. Los grupos dividen la densidad de la muestra de manera uniforme. La diferencia total se comporta de manera similar en todos los modelos: favorece a los hombres en los salarios por debajo del salario mediano y se torna negativa por encima de él. El efecto de las características es principalmente negativo, esto es, las mujeres, para todos los grupos de

edad, poseen dotaciones relativamente mayores de las características favorables en el mercado laboral, sobretodo las que perciben ingresos por encima del salario mediano.

Por último, la relación entre el efecto de los coeficientes y la edad presenta una forma de u invertida: es baja para las edades de entre 12 y 26 años y más de 44 años, pero alta para el grupo de edad de entre 27 y 44 años. En este último grupo de edad, el efecto de los coeficientes es alto debajo del salario mediano y decrece hasta no dejar de ser significativo después del percentil 50.

## 4. Conclusiones

En esta sección presentamos un resumen de los resultados encontrados. La diferencia total entre los salarios de hombres y mujeres es positiva para la primera mitad de la distribución de salarios, para luego tornarse a favor de las mujeres. El efecto de las características, es decir, la proporción de la brecha total de salarios que puede ser explicada por las diferentes combinaciones de covariables observadas entre hombres y mujeres, es invariablemente negativo, lo que quiere decir que las mujeres tienen características que las hacen relativamente más productivas. Por otra parte, el efecto de los coeficientes, nuestra medida de la discriminación, presenta una forma de u invertida en relación con la edad: es bajo para los jóvenes y la población de más de 44 años, y alto para los individuos con edades de entre 27 y 44 años. Este resultado se puede asociar con el hecho de que es menos probable que las mujeres jóvenes tengan hijos comparadas con las mujeres en el rango de edad de 27 a 44 años. En el otro extremo, también es menos probable que las mujeres mayores de 44 años tengan a su cuidado niños pequeños. Estos efectos hacen que los empleadores paguen de igual forma a las mujeres y hombres jóvenes y mayores de 44 años, pero que impongan una prima a las mujeres con edades entre 27 y 44 años por su papel en el hogar.

Los resultados que encontramos señalan que las mujeres de entre 27 y 44 años constituyen el grupo de edad con mayor probabilidad de ser discriminado.

## 5. Recomendaciones

La prueba de tipo Kolmogorov sobre la dominancia estadística en el efecto de las características nos ayuda a determinar si los datos aportan evidencia al hecho que el efecto sea positivo o negativo en toda la distribución, pero no nos dice exactamente qué características son las que hacen que las mujeres sean relativamente más productivas. Si retornamos al análisis exploratorio vemos que covariables como trabajar tiempo parcial, en empresas grandes, en el sector público y teniendo más años de educación se asocian con salarios por hora más altos. Estas son precisamente las características de las mujeres de nuestra muestra. Aunque las estimaciones muestran que por encima del salario mediano la brecha salarial se torna negativa, si las características de las mujeres se remuneraran a los mismos “precios” que las de los hombres el valor absoluto de dicha brecha aumentaría.

Dada la forma de U invertida que hallamos en la relación entre el efecto de los coeficientes y la edad la pregunta que sigue es ¿por qué se le paga el mismo salario a un hombre y a una mujer joven (o mayor de 44 años) con las mismas características y no a un hombre y a una mujer de entre 27 y 44 años? Una posible explicación, que hemos delineado en la sección anterior, se basa en que es más probable (o, los empleadores así lo consideran) que las mujeres de entre 27 y 44 cumplan una “doble jornada”, la de sus trabajos y el cuidado de niños pequeños y el hogar en general. Sea esta la verdadera explicación o no, se podría disminuir el efecto de la discriminación si se exige a las empresas hacer completamente explícito y claro el proceso de asignación de salarios. De esa forma se podría penalizar a las empresas que pagaran salarios distintos sin una justificación basada en la productividad.

## Referencias

- Angel-Urdinola, D. F., & Wodon, Q. (2003). The gender wage gap and poverty in Colombia. *Departamento Nacional de Planeación, Archivos de Economía*, (239).
- Angrist, J., Chernozhukov, V., Fernández-Val, I. (2006). Quantile regression under misspecification, with an application to the U.S.

- structure. *National Bureau of Economic Research Working paper*, 10428.
- Arrow, K. (1971). The theory of discrimination. *Industrial Relations Section Working Paper*, (30A).
- Atal, J. P., Ñopo, H., & Winder, N. (2009). New century, old disparities gender and ethnic wage gaps in Latin America. *Inter-American Development Bank Working Paper Series (IDB-WP-109)*.
- Badel, A., & Ximena, P. (2009). Decomposing the gender wage gap with sample selection adjustment: Evidence from Colombia. Mimeo, Universidad de los Andes, disponible en: <http://economia.uniandes.edu.co/nip/pdf/Pena.pdf>.
- Baquero, J.; Guataquí, J.; Sarmiento, L. (2000). Un marco analítico de la discriminación laboral. *Universidad del Rosario, Facultad de Economía, Borradores de investigación* (8).
- Chernozhukov, V., Fernández-Val, I., Melly, B., (2009). Inference on Counterfactual distributions. *MIT Working Paper 08-16*.
- Fernández, M. d. (2006). Determinantes del diferencial salarial por género en Colombia, 1997-2003. *Desarrollo y Sociedad* 58(2), 165-208.
- Hoyos, A., Ñopo, H., & Peña, X. (2010). The persistent gender earnings gap in Colombia, 1994-2006 . *Documento CEDE (2010-16)*.
- Koenker, R., & Bassett, G. (1978). Regression quantiles. *Econometrica* , 46 (1), 33-50.
- Machado, J., & Mata, J. (2005). Counterfactual decomposition of changes in wage distribution using quantile regression. *Journal of Applied Econometrics*, 20 (4), 445-465.
- Melly, B. (2006). Estimation of counterfactual distribution using quantile regression. *University of St. Gallen, Discussion Paper*.
- Oaxaca (1973). Male-Female wage differentials in urban labor markets. *International Economic Review*, (14)3, 693-709.
- Stiglitz, J. (1973). Approaches to the economics of discrimination. *American Economic Review* , 287-295.
- Tenjo, J., Ribero, R., & Bernat, L. F. (2005). Evolución de las diferencias salariales por sexo en seis países de América Latina un intento de interpretación. *Documento CEDE (2005-18)*.

## Anexo A

**Tabla 1.** Regresiones cuantílicas y p-valores de significancia estadística.

$\ln(W)$	0.1	p-valores	0.25	p-valores	0.5	p-valores
mujer	-0.210	0.000	-0.168	0.000	-0.159	0.000
menor_6	-0.070	0.003	-0.039	0.012	-0.033	0.008
otro_ing	-0.045	0.053	-0.010	0.498	-0.130	0.340
emp_público	0.195	0.000	0.227	0.000	0.256	0.000
emp_doméstico	-0.344	0.001	-0.311	0.008	-0.211	0.013
jor_peón	-0.393	0.000	-0.231	0.000	-0.223	0.000
est_marital	0.037	0.141	0.040	0.009	0.064	0.000
t_parcial	-0.124	0.005	-0.047	0.125	0.095	0.000
sobretiempo	-0.275	0.000	-0.256	0.000	-0.118	0.000
empr_pequeña	-0.396	0.000	-0.179	0.000	0.056	0.000
educ	0.059	0.000	0.056	0.000	-0.260	0.000
RA	-0.325	0.000	-0.287	0.000	-0.131	0.000
RO	-0.106	0.005	-0.092	0.000	-0.112	0.000
RC	-0.125	0.001	-0.137	0.000	-0.277	0.000
RP	-0.278	0.000	-0.301	0.000	0.014	0.000
SA	-0.013	0.823	0.035	0.358	0.002	0.658
AO	-0.058	0.291	-0.053	0.190	-0.121	0.050
A	-0.121	0.001	-0.092	0.000	-0.121	0.000
V	-0.177	0.000	-0.150	0.000	-0.145	0.000
exp	0.060	0.000	0.041	0.000	0.034	0.000
exp2	-0.001	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
informalidad	-0.039	0.220	-0.084	0.000	-0.061	0.002
sec_agro	-0.145	0.008	-0.179	0.000	-0.144	0.000
sec_minas	-0.104	0.373	-0.158	0.040	0.028	0.737
sec_industria	-0.234	0.000	-0.256	0.000	-0.273	0.000
sec_suministro	-0.113	0.193	-0.196	0.002	-0.160	0.007

Continúa

sec_constr	-0.072	0.233	-0.143	0.001	-0.145	0.001
sec_comercio	-0.196	0.000	-0.232	0.000	-0.265	0.000
sec_hotyrest	-0.193	0.003	-0.287	0.000	-0.293	0.000
sec_transycomu	-0.210	0.000	-0.295	0.000	-0.262	0.000
sec_fin	0.027	0.689	0.023	0.651	0.011	0.827
sec_inmo	-0.130	0.014	-0.216	0.000	-0.231	0.000
sec_adminpub	-0.219	0.001	-0.190	0.000	-0.158	0.000
sec_salud	-0.116	0.015	-0.216	0.000	-0.217	0.000
sec_otrosss	-0.190	0.002	-0.226	0.000	-0.261	0.000
sec_servdom	0.037	0.734	-0.094	0.413	-0.111	0.230
sec_orgext	-1.619	0.000	-2.267	0.000	-2.721	0.000
ant	0.001	0.000	0.001	0.000	0.001	0.000
jefe	0.023	0.370	0.064	0.000	0.046	0.002
cons	6.139	0.000	6.753	0.000	7.106	0.000

**Tabla 2.** Regresiones cuantílicas y por MCO.

ln (W)	0.75	p-valores	0.9	p-valores	MCO	p-valores
mujer	-0.178	0.000	-0.232	0.000	-0.181	0.000
menor_6	-0.053	0.000	-0.048	0.016	-0.047	0.006
otro_ing	-0.018	0.215	0.015	0.467	-0.023	0.220
emp_público	0.218	0.000	0.172	0.001	0.182	0.000
emp_doméstico	-0.070	0.323	-0.144	0.027	-0.145	0.130
jor_peón	-0.179	0.000	-0.189	0.000	-0.178	0.000
est. marital	0.054	0.000	0.025	0.208	0.052	0.002
t_parcial	0.271	0.000	0.459	0.000	0.210	0.000
sobretiempo	-0.207	0.000	-0.193	0.000	-0.220	0.000
empr_pequeña	-0.077	0.000	-0.078	0.002	-0.214	0.000
educ	0.065	0.000	0.075	0.000	0.075	0.000

Continúa

RA	-0.242	0.000	-0.333	0.000	-0.302	0.000
RO	-0.161	0.000	-0.252	0.000	-0.122	0.000
RC	-0.159	0.000	-0.236	0.000	-0.164	0.000
RP	-0.303	0.000	-0.380	0.000	-0.305	0.000
SA	-0.039	0.357	-0.072	0.257	0.020	0.594
AO	-0.074	0.048	-0.202	0.000	-0.057	0.121
A	-0.148	0.000	-0.245	0.000	-0.126	0.000
V	-0.179	0.000	-0.279	0.000	-0.131	0.000
exp	0.027	0.000	0.025	0.000	0.044	0.000
exp2	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
informalidad	-0.077	0.000	-0.135	0.000	-0.074	0.005
sec_agro	-0.057	0.224	0.061	0.362	-0.039	0.434
sec_minas	0.202	0.050	0.504	0.000	0.360	0.000
sec_industria	-0.205	0.000	-0.070	0.272	-0.162	0.000
sec_suministro	-0.018	0.869	0.154	0.189	0.036	0.659
sec_constr	-0.077	0.126	0.018	0.800	-0.010	0.839
sec_comercio	-0.217	0.000	-0.068	0.266	-0.114	0.060
sec_hotyrest	-0.180	0.000	-0.029	0.702	-0.077	0.128
sec_transycomu	-0.177	0.000	-0.088	0.207	-0.117	0.013
sec_fin	0.111	0.155	0.286	0.021	0.095	0.156
sec_inmo	-0.117	0.016	-0.030	0.645	-0.060	0.211
sec_adminpub	-0.031	0.459	0.164	0.020	-0.038	0.443
sec_salud	-0.088	0.056	0.050	0.421	-0.041	0.343
sec_otrosss	-0.195	0.000	-0.130	0.046	-0.098	0.096
sec_servdom	-0.060	0.490	0.262	0.007	0.106	0.305
sec_orgext	-0.701	0.000	-0.938	0.000	-2.045	0.002
ant	0.001	0.000	0.001	0.000	0.001	0.000
jefe	0.053	0.002	0.109	0.000	0.061	0.003
cons	7.360	0.000	7.557	0.000	6.620	0.000

## Anexo B

**Tabla 3.** Test de tipo Kolmogorov para los cinco modelos estimados.

Hipótesis nula	p-valores				
	Completo	12 a 26	27 a 34	35 a 44	más de 44
Especificación correcta	0.00	0.00	0.00	0.00	0.02
Diferencia total					
Efecto nulo	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
Efecto constante	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
Efecto positivo	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
Efecto negativo	0.00	0.19	0.00	0.00	0.08
Características					
Efecto nulo	0.00	0.02	0.00	0.08	0.01
Efecto constante	0.00	0.22	0.06	0.14	0.01
Efecto positivo	0.00	0.00	0.00	0.06	0.00
Efecto negativo	0.78	0.83	0.82	0.65	0.75
Coefficientes					
Efecto nulo	0.00	0.22	0.00	0.04	0.21
Efecto constante	0.00	0.10	0.00	0.26	0.96
Efecto positivo	0.77	0.85	0.84	0.73	0.80
Efecto negativo	0.00	0.06	0.00	0.04	0.11

**Tabla 4.** Descomposición del modelo completo.

Cuantil	Dif. Total	Int. Conf.		Car.	Int. Conf.		Coef.	Int. Conf.	
		Uniforme	Uniforme		Uniforme	Uniforme			
0.01	0.082	-0.145	0.309	0.041	-0.898	0.980	0.041	-0.976	1.058
0.03	0.154	0.002	0.306	-0.136	-0.904	0.631	0.290	-0.544	1.124
0.05	0.181	0.054	0.309	-0.107	-0.635	0.420	0.289	-0.283	0.860

Continúa



0.07	0.188	0.080	0.297	-0.120	-0.475	0.236	0.308	-0.077	0.693
0.09	0.188	0.091	0.286	-0.134	-0.394	0.127	0.322	0.038	0.605
0.11	0.182	0.093	0.271	-0.143	-0.344	0.058	0.324	0.106	0.543
0.13	0.168	0.085	0.251	-0.144	-0.308	0.020	0.312	0.132	0.492
0.15	0.155	0.078	0.232	-0.144	-0.285	-0.002	0.299	0.143	0.455
0.17	0.142	0.069	0.215	-0.144	-0.270	-0.017	0.286	0.145	0.427
0.19	0.129	0.060	0.197	-0.143	-0.259	-0.027	0.272	0.141	0.403
0.21	0.115	0.050	0.180	-0.145	-0.253	-0.038	0.260	0.138	0.383
0.23	0.101	0.039	0.163	-0.145	-0.246	-0.044	0.246	0.130	0.362
0.25	0.088	0.028	0.148	-0.147	-0.243	-0.051	0.235	0.124	0.347
0.27	0.075	0.017	0.133	-0.148	-0.240	-0.056	0.223	0.116	0.330
0.29	0.063	0.006	0.119	-0.151	-0.240	-0.063	0.214	0.111	0.317
0.31	0.049	-0.004	0.103	-0.153	-0.239	-0.068	0.203	0.104	0.302
0.33	0.037	-0.015	0.089	-0.156	-0.241	-0.072	0.193	0.096	0.291
0.35	0.024	-0.027	0.075	-0.160	-0.241	-0.078	0.184	0.089	0.279
0.37	0.011	-0.038	0.061	-0.164	-0.245	-0.084	0.176	0.083	0.269
0.39	0.000	-0.049	0.049	-0.168	-0.248	-0.089	0.168	0.076	0.260
0.41	-0.012	-0.060	0.035	-0.173	-0.251	-0.094	0.160	0.070	0.251
0.43	-0.024	-0.072	0.023	-0.178	-0.256	-0.099	0.154	0.064	0.244
0.45	-0.035	-0.082	0.011	-0.184	-0.262	-0.106	0.149	0.059	0.238
0.47	-0.047	-0.092	-0.001	-0.190	-0.268	-0.112	0.144	0.054	0.233
0.49	-0.057	-0.103	-0.012	-0.195	-0.273	-0.117	0.138	0.048	0.228
0.51	-0.069	-0.114	-0.023	-0.201	-0.280	-0.122	0.133	0.041	0.224
0.53	-0.081	-0.128	-0.034	-0.209	-0.289	-0.129	0.128	0.035	0.220
0.55	-0.094	-0.142	-0.047	-0.216	-0.298	-0.135	0.122	0.027	0.217
0.57	-0.107	-0.154	-0.059	-0.225	-0.308	-0.142	0.119	0.021	0.261
0.59	-0.119	-0.168	-0.070	-0.233	-0.318	-0.148	0.114	0.015	0.213
0.61	-0.130	-0.179	-0.080	-0.242	-0.329	-0.154	0.112	0.010	0.214
0.63	-0.141	-0.192	-0.091	-0.251	-0.341	-0.160	0.109	0.004	0.214
0.65	-0.154	-0.206	-0.102	-0.261	-0.356	-0.166	0.107	-0.003	0.217
0.67	-0.165	-0.219	-0.112	-0.271	-0.370	-0.172	0.106	-0.008	0.221
0.69	-0.177	-0.232	-0.122	-0.283	-0.387	-0.178	0.106	-0.015	0.227
0.71	-0.189	-0.245	-0.132	-0.295	-0.406	-0.184	0.107	-0.021	0.234
0.73	-0.199	-0.258	-0.141	-0.308	-0.426	-0.190	0.109	-0.026	0.243
0.75	-0.210	-0.270	-0.150	-0.322	-0.448	-0.197	0.112	-0.031	0.255
0.77	-0.221	-0.283	-0.159	-0.339	-0.473	-0.204	0.118	-0.034	0.270
0.79	-0.229	-0.293	-0.166	-0.355	-0.499	-0.211	0.126	-0.036	0.288
0.81	-0.237	-0.304	-0.170	-0.370	-0.524	-0.216	0.133	-0.040	0.306
0.83	-0.245	-0.317	-0.174	-0.384	-0.551	-0.217	0.139	-0.049	0.327

Continúa

0.85	-0.252	-0.326	-0.177	-0.398	-0.579	-0.217	0.146	-0.057	0.349
0.87	-0.256	-0.334	-0.177	-0.409	-0.606	-0.212	0.153	-0.067	0.374
0.89	-0.254	-0.337	-0.171	-0.416	-0.636	-0.195	0.162	-0.083	0.408
0.91	-0.249	-0.337	-0.161	-0.420	-0.677	-0.162	0.171	-0.114	0.455
0.93	-0.238	-0.333	-0.143	-0.421	-0.794	-0.049	0.183	-0.220	0.586
0.95	-0.216	-0.319	-0.113	-0.434	-1.300	0.432	0.218	-0.689	1.125
0.97	-0.183	-0.307	-0.059	-0.504	-2.167	1.160	0.320	-1.413	2.054
0.99	-0.099	-0.292	0.093	-1.535	-4.116	1.046	1.436	-1.272	4.143

**Tabla 5.** Descomposición edades 12-26.

Cuantil	Dif. Total	Int. Conf.		Car.	Int. Conf.		Coef.	Int. Conf.	
		Uniforme			Uniforme			Uniforme	
0.01	0.049	-0.295	0.392	-0.408	-2.226	1.409	0.457	-1.390	2.304
0.03	0.079	-0.167	0.326	-0.344	-1.974	1.286	0.424	-1.214	2.062
0.05	0.084	-0.132	0.300	-0.291	-1.722	1.140	0.374	-1.054	1.802
0.07	0.099	-0.097	0.296	-0.225	-1.332	0.881	0.325	-0.773	1.423
0.09	0.102	-0.071	0.275	-0.190	-0.996	0.615	0.292	-0.507	1.091
0.11	0.106	-0.057	0.270	-0.168	-0.745	0.408	0.275	-0.302	0.851
0.13	0.106	-0.045	0.257	-0.145	-0.601	0.311	0.251	-0.211	0.713
0.15	0.098	-0.042	0.238	-0.129	-0.511	0.252	0.227	-0.167	0.621
0.17	0.095	-0.035	0.225	-0.113	-0.446	0.221	0.208	-0.140	0.556
0.19	0.089	-0.037	0.214	-0.100	-0.397	0.197	0.189	-0.125	0.503
0.21	0.085	-0.034	0.205	-0.088	-0.357	0.181	0.173	-0.114	0.461
0.23	0.080	-0.036	0.195	-0.076	-0.322	0.171	0.156	-0.110	0.422
0.25	0.075	-0.037	0.188	-0.067	-0.295	0.161	0.142	-0.106	0.390
0.27	0.070	-0.037	0.178	-0.062	-0.275	0.150	0.133	-0.098	0.364
0.29	0.063	-0.042	0.169	-0.060	-0.257	0.137	0.123	-0.093	0.339
0.31	0.059	-0.043	0.161	-0.057	-0.241	0.126	0.117	-0.085	0.318
0.33	0.056	-0.043	0.155	-0.055	-0.226	0.115	0.112	-0.077	0.301
0.35	0.051	-0.044	0.147	-0.058	-0.216	0.101	0.109	-0.068	0.286
0.37	0.045	-0.047	0.137	-0.057	-0.204	0.090	0.102	-0.064	0.268
0.39	0.039	-0.049	0.127	-0.059	-0.195	0.077	0.097	-0.058	0.253
0.41	0.035	-0.049	0.120	-0.060	-0.187	0.066	0.096	-0.050	0.242
0.43	0.029	-0.054	0.112	-0.062	-0.180	0.055	0.091	-0.047	0.229
0.45	0.024	-0.057	0.105	-0.065	-0.174	0.043	0.089	-0.041	0.220

Continúa

0.47	0.019	-0.060	0.097	-0.066	-0.166	0.035	0.084	-0.040	0.208
0.49	0.011	-0.066	0.088	-0.067	-0.161	0.027	0.079	-0.040	0.197
0.51	0.002	-0.073	0.078	-0.069	-0.158	0.019	0.072	-0.041	0.184
0.53	-0.005	-0.078	0.069	-0.069	-0.152	0.014	0.064	-0.042	0.171
0.55	-0.012	-0.085	0.061	-0.069	-0.147	0.010	0.057	-0.045	0.159
0.57	-0.019	-0.088	0.051	-0.068	-0.143	0.007	0.049	-0.048	0.146
0.59	-0.026	-0.092	0.040	-0.070	-0.142	0.002	0.044	-0.049	0.136
0.61	-0.032	-0.095	0.031	-0.068	-0.139	0.003	0.036	-0.053	0.125
0.63	-0.035	-0.099	0.029	-0.071	-0.141	-0.001	0.036	-0.054	0.127
0.65	-0.041	-0.108	0.025	-0.076	-0.145	-0.007	0.035	-0.058	0.127
0.67	-0.051	-0.120	0.018	-0.079	-0.148	-0.009	0.027	-0.066	0.121
0.69	-0.060	-0.131	0.010	-0.080	-0.150	-0.010	0.020	-0.074	0.114
0.71	-0.069	-0.140	0.002	-0.082	-0.153	-0.011	0.013	-0.081	0.107
0.73	-0.077	-0.150	-0.005	-0.088	-0.161	-0.016	0.011	-0.085	0.107
0.75	-0.084	-0.157	-0.011	-0.092	-0.166	-0.018	0.008	-0.091	0.107
0.77	-0.091	-0.165	-0.017	-0.098	-0.174	-0.022	0.007	-0.095	0.109
0.79	-0.099	-0.178	-0.021	-0.102	-0.181	-0.023	0.003	-0.106	0.112
0.81	-0.107	-0.189	-0.026	-0.107	-0.192	-0.023	0.000	-0.118	0.118
0.83	-0.115	-0.199	-0.031	-0.114	-0.204	-0.025	-0.001	-0.126	0.124
0.85	-0.118	-0.207	-0.028	-0.123	-0.216	-0.030	0.005	-0.128	0.139
0.87	-0.124	-0.220	-0.027	-0.134	-0.234	-0.034	0.010	-0.135	0.156
0.89	-0.126	-0.228	-0.023	-0.146	-0.254	-0.038	0.020	-0.139	0.179
0.91	-0.124	-0.236	-0.011	-0.154	-0.269	-0.039	0.030	-0.147	0.207
0.93	-0.116	-0.240	0.009	-0.173	-0.295	-0.050	0.057	-0.138	0.251
0.95	-0.107	-0.254	0.041	-0.187	-0.325	-0.049	0.080	-0.151	0.312
0.97	-0.090	-0.280	0.101	-0.197	-0.355	-0.038	0.107	-0.174	0.387
0.99	0.015	-0.283	0.314	-0.217	-0.442	0.008	0.233	-0.161	0.627

Tabla 6. Descomposición edades 27-34.

Cuantil	Dif. Total	Int. Conf.		Car.	Int. Conf.		Coef.	Int. Conf.	
		Uniforme			Uniforme			Uniforme	
0.01	0.379	-0.041	0.799	-0.279	-3.061	2.502	0.658	-2.307	3.624
0.03	0.484	0.206	0.761	-0.212	-1.158	0.734	0.696	-0.343	1.735
0.05	0.465	0.253	0.678	-0.156	-0.669	0.357	0.622	0.014	1.229
0.07	0.437	0.251	0.623	-0.127	-0.359	0.104	0.564	0.237	0.892
0.09	0.404	0.240	0.567	-0.107	-0.283	0.068	0.511	0.252	0.770

Continúa

0.11	0.371	0.219	0.524	-0.086	-0.246	0.075	0.457	0.224	0.690
0.13	0.336	0.196	0.477	-0.077	-0.232	0.078	0.413	0.195	0.632
0.15	0.306	0.174	0.439	-0.074	-0.228	0.079	0.380	0.171	0.590
0.17	0.279	0.152	0.406	-0.071	-0.220	0.079	0.350	0.148	0.552
0.19	0.255	0.137	0.374	-0.068	-0.215	0.079	0.323	0.130	0.516
0.21	0.230	0.114	0.345	-0.068	-0.212	0.076	0.298	0.109	0.486
0.23	0.206	0.096	0.317	-0.070	-0.211	0.070	0.277	0.094	0.459
0.25	0.187	0.082	0.292	-0.074	-0.212	0.064	0.261	0.085	0.436
0.27	0.166	0.065	0.267	-0.078	-0.212	0.057	0.243	0.072	0.415
0.29	0.148	0.049	0.248	-0.081	-0.212	0.050	0.229	0.063	0.396
0.31	0.128	0.031	0.225	-0.085	-0.213	0.042	0.213	0.051	0.375
0.33	0.114	0.021	0.207	-0.086	-0.210	0.038	0.199	0.044	0.355
0.35	0.095	0.005	0.186	-0.091	-0.210	0.029	0.186	0.037	0.335
0.37	0.076	-0.015	0.167	-0.092	-0.208	0.024	0.168	0.024	0.313
0.39	0.063	-0.025	0.151	-0.096	-0.210	0.019	0.158	0.018	0.299
0.41	0.047	-0.041	0.134	-0.100	-0.211	0.011	0.146	0.009	0.284
0.43	0.030	-0.055	0.116	-0.107	-0.216	0.002	0.137	0.003	0.272
0.45	0.014	-0.061	0.089	-0.115	-0.220	-0.009	0.129	0.002	0.255
0.47	0.006	-0.070	0.083	-0.119	-0.223	-0.016	0.126	0.001	0.250
0.49	-0.007	-0.090	0.075	-0.123	-0.225	-0.022	0.116	-0.009	0.241
0.51	-0.021	-0.105	0.063	-0.127	-0.227	-0.027	0.106	-0.017	0.229
0.53	-0.034	-0.120	0.051	-0.133	-0.231	-0.034	0.098	-0.023	0.219
0.55	-0.047	-0.133	0.039	-0.137	-0.234	-0.040	0.090	-0.028	0.208
0.57	-0.058	-0.145	0.029	-0.142	-0.238	-0.046	0.084	-0.034	0.202
0.59	-0.072	-0.161	0.018	-0.148	-0.243	-0.052	0.076	-0.043	0.159
0.61	-0.082	-0.175	0.012	-0.152	-0.249	-0.055	0.070	-0.052	0.192
0.63	-0.092	-0.186	0.002	-0.158	-0.254	-0.061	0.066	-0.058	0.189
0.65	-0.101	-0.197	-0.006	-0.161	-0.257	-0.064	0.059	-0.064	0.183
0.67	-0.111	-0.209	-0.013	-0.165	-0.262	-0.067	0.054	-0.071	0.178
0.69	-0.118	-0.218	-0.018	-0.171	-0.269	-0.073	0.053	-0.075	0.181
0.71	-0.123	-0.224	-0.023	-0.175	-0.274	-0.077	0.052	-0.076	0.181
0.73	-0.129	-0.230	-0.028	-0.184	-0.285	-0.084	0.055	-0.074	0.185
0.75	-0.136	-0.241	-0.031	-0.194	-0.295	-0.093	0.058	-0.074	0.190
0.77	-0.135	-0.246	-0.025	-0.203	-0.307	-0.100	0.068	-0.069	0.204
0.79	-0.139	-0.253	-0.025	-0.210	-0.317	-0.104	0.072	-0.069	0.212
0.81	-0.141	-0.258	-0.023	-0.220	-0.330	-0.110	0.079	-0.065	0.224
0.83	-0.140	-0.264	-0.015	-0.227	-0.342	-0.112	0.087	-0.064	0.238
0.85	-0.134	-0.262	-0.007	-0.232	-0.355	-0.109	0.098	-0.059	0.254
0.87	-0.126	-0.259	0.008	-0.233	-0.366	-0.100	0.107	-0.060	0.274

Continúa

0.89	-0.118	-0.258	0.021	-0.236	-0.379	-0.093	0.118	-0.062	0.297
0.91	-0.106	-0.248	0.035	-0.247	-0.401	-0.093	0.141	-0.059	0.341
0.93	-0.091	-0.248	0.066	-0.254	-0.426	-0.083	0.163	-0.062	0.388
0.95	-0.064	-0.236	0.108	-0.263	-0.462	-0.064	0.199	-0.071	0.469
0.97	-0.024	-0.233	0.185	-0.294	-0.534	-0.054	0.270	-0.063	0.603
0.99	0.106	-0.247	0.458	-0.323	-0.686	0.040	0.428	-0.137	0.994

**Tabla 7.** Descomposición edades 35-44.

Cuantil	Dif. Total	Int. Conf.		Car.	Int. Conf.		Coef.	Int. Conf.	
		Uniforme			Uniforme			Uniforme	
0.01	0.240	-0.047	0.528	-0.328	-3.770	3.113	0.569	-2.749	3.886
0.03	0.245	0.051	0.438	-0.296	-2.499	1.906	0.541	-1.557	2.639
0.05	0.238	0.068	0.408	-0.264	-1.832	1.304	0.503	-0.985	1.990
0.07	0.220	0.075	0.366	-0.233	-1.007	0.540	0.454	-0.294	1.201
0.09	0.205	0.076	0.334	-0.223	-0.628	0.182	0.428	0.017	0.838
0.11	0.196	0.076	0.316	-0.216	-0.568	0.136	0.412	0.048	0.776
0.13	0.183	0.073	0.293	-0.211	-0.545	0.123	0.394	0.047	0.741
0.15	0.167	0.063	0.271	-0.211	-0.538	0.116	0.378	0.041	0.716
0.17	0.153	0.057	0.250	-0.212	-0.539	0.116	0.365	0.032	0.699
0.19	0.141	0.050	0.233	-0.212	-0.541	0.117	0.353	0.019	0.687
0.21	0.126	0.038	0.214	-0.214	-0.544	0.116	0.340	0.005	0.675
0.23	0.110	0.023	0.196	-0.219	-0.549	0.112	0.328	-0.008	0.664
0.25	0.094	0.010	0.179	-0.222	-0.556	0.111	0.317	-0.019	0.653
0.27	0.082	0.001	0.164	-0.228	-0.565	0.108	0.311	-0.024	0.646
0.29	0.068	-0.011	0.147	-0.237	-0.575	0.102	0.305	-0.032	0.642
0.31	0.057	-0.021	0.134	-0.243	-0.584	0.098	0.299	-0.040	0.639
0.33	0.043	-0.034	0.121	-0.247	-0.591	0.097	0.291	-0.052	0.634
0.35	0.033	-0.044	0.110	-0.252	-0.599	0.095	0.285	-0.062	0.632
0.37	0.020	-0.057	0.096	-0.258	-0.609	0.092	0.278	-0.070	0.627
0.39	0.009	-0.067	0.085	-0.264	-0.618	0.090	0.273	-0.079	0.625
0.41	-0.007	-0.082	0.067	-0.274	-0.631	0.083	0.267	-0.086	0.619
0.43	-0.022	-0.090	0.045	-0.281	-0.642	0.080	0.259	-0.097	0.614
0.45	-0.035	-0.104	0.034	-0.291	-0.656	0.073	0.256	-0.105	0.618
0.47	-0.045	-0.119	0.028	-0.299	-0.669	0.071	0.253	-0.116	0.623
0.49	-0.058	-0.134	0.019	-0.305	-0.680	0.071	0.247	-0.130	0.624
0.51	-0.072	-0.146	0.003	-0.312	-0.694	0.070	0.240	-0.141	0.622

Continúa

0.53	-0.081	-0.160	-0.002	-0.320	-0.709	0.070	0.239	-0.152	0.630
0.55	-0.094	-0.176	-0.012	-0.327	-0.725	0.071	0.233	-0.167	0.632
0.57	-0.106	-0.189	-0.023	-0.335	-0.744	0.074	0.229	-0.181	0.639
0.59	-0.114	-0.198	-0.030	-0.344	-0.765	0.077	0.230	-0.190	0.650
0.61	-0.121	-0.207	-0.035	-0.350	-0.786	0.085	0.229	-0.206	0.664
0.63	-0.131	-0.220	-0.043	-0.361	-0.811	0.089	0.230	-0.219	0.678
0.65	-0.141	-0.233	-0.050	-0.370	-0.834	0.094	0.229	-0.234	0.691
0.67	-0.151	-0.242	-0.059	-0.381	-0.864	0.103	0.230	-0.249	0.709
0.69	-0.160	-0.251	-0.068	-0.390	-0.894	0.113	0.231	-0.268	0.729
0.71	-0.166	-0.261	-0.071	-0.398	-0.926	0.129	0.232	-0.292	0.756
0.73	-0.174	-0.271	-0.077	-0.406	-0.964	0.152	0.232	-0.321	0.784
0.75	-0.184	-0.282	-0.087	-0.414	-1.011	0.184	0.230	-0.360	0.820
0.77	-0.191	-0.294	-0.089	-0.424	-1.077	0.230	0.233	-0.411	0.876
0.79	-0.196	-0.304	-0.089	-0.429	-1.178	0.321	0.232	-0.502	0.966
0.81	-0.203	-0.317	-0.090	-0.439	-1.425	0.547	0.236	-0.720	1.192
0.83	-0.209	-0.326	-0.091	-0.451	-1.899	0.997	0.242	-1.149	1.634
0.85	-0.213	-0.337	-0.090	-0.461	-2.949	2.026	0.248	-2.136	2.632
0.87	-0.215	-0.343	-0.088	-0.479	-3.566	2.609	0.263	-2.691	3.217
0.89	-0.211	-0.345	-0.076	-0.511	-4.400	3.377	0.300	-3.413	4.013
0.91	-0.211	-0.355	-0.067	-0.580	-5.014	3.854	0.369	-3.868	4.606
0.93	-0.198	-0.350	-0.046	-0.721	-5.910	4.468	0.523	-4.455	5.501
0.95	-0.166	-0.342	0.010	-1.221	-6.488	4.045	1.055	-4.017	6.127
0.97	-0.085	-0.298	0.129	-2.535	-7.756	2.685	2.451	-2.594	7.495
0.99	0.142	-0.185	0.469	-2.621	-7.496	2.253	2.763	-2.029	7.555

Tabla 8. Descomposición mayores de 44 años.

Cuantil	Dif. Total	Int. Conf.		Car.	Int. Conf.		Coef.	Int. Conf.	
		Uniforme			Uniforme			Uniforme	
0.01	-0.056	-0.383	0.270	0.438	-1.260	2.135	-0.494	-2.295	1.307
0.03	0.070	-0.171	0.312	0.518	-1.133	2.170	-0.448	-2.243	1.347
0.05	0.112	-0.117	0.341	0.271	-1.332	1.875	-0.159	-1.889	1.570
0.07	0.144	-0.066	0.353	0.166	-1.333	1.664	-0.022	-1.627	1.583
0.09	0.151	-0.040	0.342	0.095	-1.270	1.461	0.055	-1.405	1.516
0.11	0.138	-0.037	0.314	0.027	-1.201	1.255	0.111	-1.204	1.426
0.13	0.127	-0.034	0.287	-0.026	-1.039	0.986	0.153	-0.936	1.242
0.15	0.106	-0.048	0.260	-0.063	-0.932	0.806	0.169	-0.770	1.108

Continúa

0.17	0.085	-0.062	0.232	-0.091	-0.855	0.673	0.176	-0.650	1.003
0.19	0.061	-0.077	0.199	-0.116	-0.805	0.573	0.177	-0.568	0.922
0.21	0.040	-0.092	0.172	-0.139	-0.739	0.461	0.179	-0.468	0.827
0.23	0.018	-0.111	0.146	-0.157	-0.621	0.307	0.175	-0.325	0.674
0.25	-0.004	-0.125	0.117	-0.177	-0.584	0.230	0.173	-0.262	0.608
0.27	-0.019	-0.138	0.100	-0.198	-0.572	0.177	0.178	-0.220	0.577
0.29	-0.037	-0.154	0.080	-0.220	-0.576	0.136	0.182	-0.193	0.558
0.31	-0.059	-0.174	0.055	-0.239	-0.583	0.105	0.180	-0.179	0.539
0.33	-0.078	-0.190	0.034	-0.255	-0.591	0.082	0.177	-0.172	0.525
0.35	-0.098	-0.208	0.012	-0.274	-0.606	0.058	0.176	-0.164	0.516
0.37	-0.119	-0.229	-0.008	-0.293	-0.625	0.039	0.174	-0.164	0.512
0.39	-0.137	-0.245	-0.030	-0.314	-0.646	0.017	0.177	-0.158	0.512
0.41	-0.153	-0.257	-0.049	-0.337	-0.666	-0.007	0.184	-0.146	0.514
0.43	-0.174	-0.280	-0.067	-0.359	-0.688	-0.031	0.186	-0.142	0.513
0.45	-0.189	-0.301	-0.078	-0.380	-0.711	-0.049	0.191	-0.137	0.519
0.47	-0.208	-0.319	-0.097	-0.400	-0.732	-0.067	0.192	-0.137	0.521
0.49	-0.225	-0.338	-0.113	-0.421	-0.757	-0.085	0.195	-0.137	0.528
0.51	-0.244	-0.361	-0.128	-0.439	-0.779	-0.100	0.195	-0.141	0.530
0.53	-0.261	-0.380	-0.142	-0.460	-0.805	-0.114	0.199	-0.143	0.540
0.55	-0.276	-0.399	-0.154	-0.484	-0.833	-0.134	0.207	-0.137	0.551
0.57	-0.295	-0.421	-0.170	-0.502	-0.857	-0.148	0.207	-0.143	0.556
0.59	-0.311	-0.437	-0.185	-0.522	-0.880	-0.164	0.211	-0.146	0.567
0.61	-0.325	-0.455	-0.195	-0.545	-0.907	-0.184	0.220	-0.141	0.581
0.63	-0.343	-0.476	-0.210	-0.565	-0.931	-0.199	0.221	-0.145	0.588
0.65	-0.364	-0.499	-0.229	-0.583	-0.952	-0.214	0.219	-0.152	0.590
0.67	-0.383	-0.519	-0.247	-0.604	-0.976	-0.232	0.221	-0.155	0.598
0.69	-0.400	-0.538	-0.261	-0.624	-1.000	-0.249	0.225	-0.157	0.607
0.71	-0.415	-0.556	-0.274	-0.644	-1.023	-0.265	0.229	-0.159	0.617
0.73	-0.422	-0.562	-0.281	-0.657	-1.037	-0.278	0.236	-0.156	0.628
0.75	-0.432	-0.573	-0.291	-0.668	-1.047	-0.288	0.236	-0.158	0.630
0.77	-0.437	-0.583	-0.291	-0.672	-1.051	-0.293	0.235	-0.159	0.630
0.79	-0.446	-0.599	-0.293	-0.677	-1.050	-0.303	0.231	-0.161	0.623
0.81	-0.445	-0.599	-0.291	-0.673	-1.037	-0.309	0.228	-0.159	0.615
0.83	-0.442	-0.603	-0.282	-0.662	-1.017	-0.308	0.220	-0.162	0.602
0.85	-0.428	-0.592	-0.265	-0.641	-0.985	-0.297	0.213	-0.164	0.590
0.87	-0.413	-0.580	-0.247	-0.616	-0.949	-0.282	0.202	-0.166	0.570
0.89	-0.381	-0.554	-0.208	-0.580	-0.902	-0.258	0.199	-0.162	0.560
0.91	-0.346	-0.521	-0.172	-0.539	-0.853	-0.226	0.193	-0.162	0.548
0.93	-0.314	-0.495	-0.133	-0.497	-0.794	-0.199	0.183	-0.167	0.532

Continúa

0.95	-0.296	-0.485	-0.108	-0.455	-0.734	-0.175	0.158	-0.190	0.507
0.97	-0.277	-0.490	-0.064	-0.402	-0.698	-0.106	0.125	-0.257	0.507
0.99	-0.233	-0.624	0.158	-0.389	-0.777	0.000	0.156	-0.412	0.724