

Brechas salariales por raza en Cali

Andrés Mauricio Arcila Vásquez

Trabajo de Grado para optar por el título de Magíster en Economía

Director del trabajo de Grado:

Jhon James Mora PhD.

Universidad Icesi

Facultad de Ciencias Administrativas y Económicas

Santiago de Cali, Octubre de 2013

## CONTENIDO

|                                     |           |
|-------------------------------------|-----------|
| <b>1. Introducción</b>              | <b>4</b>  |
| <b>2. Revisión de la Literatura</b> | <b>6</b>  |
| <b>3. Modelo</b>                    | <b>14</b> |
| <b>4. Los Datos</b>                 | <b>17</b> |
| <b>5. Estimaciones</b>              | <b>21</b> |
| <b>6. Comentarios finales</b>       | <b>27</b> |

## Resumen

*En este trabajo se realiza una descomposición de Oaxaca-Blinder para estimar la brecha salarial entre Afrodescendientes y blancos en la ciudad de Cali a partir de datos de la encuesta de empleo y calidad de vida para esta ciudad. Se pondera las estimaciones por el número de individuos que se autoreconocen afrodescendientes como medida de corrección estadística dada la desagregación de la encuesta. Además, se incluyen efectos fijos por conglomerado de comuna en la ecuación de participación laboral para reconocer el rol de la ubicación al momento de estimar la brecha salarial. También, se utilizan diferentes ecuaciones de selección por participación laboral para los afrodescendientes con el fin de controlar por las migraciones y las percepción de discriminación. Se encuentra que, el no controlar con los efectos fijos, la brecha salarial por etnia en Cali se subestima, conclusión que soporta los resultados encontrados por Black et al. (2013). Por otro lado, cuando se incluyen en la ecuación de selección para los afrodescendientes variables como las migraciones y la percepción de discriminación, la brecha se aumenta al 42 %, siendo la parte explicada 9 % y la parte no explicada 33 %.*

**Palabras Claves:** Brecha salarial, Oaxaca-Blinder, Afrodescendiente, Descomposición Salarial

## Abstract

*In this paper we make an Oaxaca-Blinder decomposition in order to estimate the wage gap between white people and afroamerican people in Cali using data from the survey of employment and quality of life. The estimation is weighted by the number of individuals that recognize themselves as afroamerican as a measure of statistical correction given the deaggregation of the data. Furthermore, we include fixed effects by "comuna" conglomerates in the labor participation equation to recognize the rol of location in the wage gap. Also, we consider different covariables in the explain of the labor participation equation for the afroamerican in order to control by migration and discrimination. We found that, no controlling with the fixed effects, the wage gap by race in Cali is underestimated, conclusion that supports those results found by Black et al. (2013). On the other hand, when we include variables that recognize the migrations and perceived discrimination, the wage gap is 42 %, where the explained part is 9 % and the unexplained is 33 %*

**Keywords:** *Wage gap, Oaxaca-Blinder, Wage Decomposition.*

## I INTRODUCCIÓN

Durante los últimos años, Cali ha padecido las consecuencias de diferentes problemas sociales que van desde violencia urbana hasta desempleo y discriminación racial. Mucho se ha dicho sobre la dependencia que existe entre estos problemas, más teniendo en cuenta que el desempleo es uno de los detonadores de los demás problemas sociales en una ciudad. En periodos recientes, Cali ha registrado altas tasas de desempleo que superan los dos dígitos y que desde el 2007 se ubican por encima del total nacional. Sumado a esto, altas tasas de informalidad vuelven más precarias las condiciones laborales a las cuales están expuestos los individuos. economía

Además de los problemas de informalidad que afectan al mercado laboral, Cali sufre de graves problemas de discriminación, tanto social como laboral. En el mercado de trabajo, la discriminación no solo se da a nivel de sexo, sino también a nivel de razas. Esta discriminación se puede ver reflejada en las diferencias salariales. En algunos casos personas con las mismas características en términos educativos y socioeconómicos, puedan ser discriminadas en el mercado laboral en términos salariales<sup>1</sup>. Por ejemplo, Mora y Caicedo (2013) encuentra que la brecha entre hombres y mujeres en Cali es del 26 % y Bernat (2007) encontró que en el 2006 las mujeres en Colombia experimentaban algún grado de discriminación.

Según el segundo informe de discriminación laboral en Cali, adelantado por la dirección de asuntos para comunidades negras, afrocolombianas, raizales y palequeras del Ministerio del Interior en el 2012 (Mininterior, 2012), existe una alta segregación espacial y residencial en la ciudad. Por ejemplo, algunas comunas agrupan a la mayoría de la población con peores condiciones de vida y éstas se caracterizan por una alta densidad poblacional. Es el caso de las comunas del lado oriental de la ciudad, que contienen casi el 70 % de la población, acercándose al millón cuatrocientos mil habitantes. En términos de composición racial, un gran porcentaje de la

---

<sup>1</sup>Existe una amplia literatura que aborda este tema. En términos de género, los trabajos de Bernat (2005), Bernat (2007) y Bernat y Velez (2008) ilustran bien este tema

población que vive en estas comunas son afrodescendientes; de hecho, alrededor del 36% de la población en el conglomerado oriente se autoreconoce como afrodescendientes<sup>2</sup> y el promedio de educación y salario para este conglomerado es el más bajo, según datos de la encuesta de calidad de vida y empleo para Cali. En este orden de ideas, es probable que un individuo perteneciente a este lugar de la población será objeto de discriminación en el mercado laboral por la ubicación de su residencia o por las características que esta misma presenta.

Dado esto, el objetivo principal de este trabajo consiste en estimar las brechas salariales por raza en la ciudad de Cali teniendo en cuenta la alta concentración de las comunidades afrodescendientes en ciertas comunas. Así pues, aquí se estima un modelo utilizando la descomposición de Oaxaca-Blinder que, reconociendo las características específicas de las comunas y de concentración de las comunidades afrodescendientes, permita estudiar las brechas salariales por raza en Cali. Para esto se incluyen efectos fijos por grupo de comuna en la ecuación de selección que permita recoger los efectos específicos de la comuna. Además, dada la información contenida en los datos, se estiman diferentes modelos de participación laboral controlando por las migraciones y la percepción de discriminación por parte de las comunidades afrodescendientes.

Los datos fueron tomados de la Encuesta de Empleo y Calidad de Vida para Santiago de Cali (EECV) del 2013. Esta encuesta posee información valiosa concerniente al mercado laboral, las condiciones de vivienda, migración, discriminación, movilidad, entre otras. Además, la gran ventaja de esta encuesta es la representatividad estadística que posee por comuna.

Este documento está dividido de la siguiente forma, la primera sección es la presente introducción. La segunda muestra la revisión de la literatura. La tercera ilustra el modelo econométrico y el método de estimación. La cuarta muestra el análisis descriptivo de los datos. La quinta sección muestra los resultados de la estimación del modelo y finalmente, la última sección muestra las conclusiones.

---

<sup>2</sup>La encuesta pregunta si el individuo se autoreconoce como Negro, Mulato o Afrodescendientes, por lo que éstos se pueden usar como sinónimos

## II REVISIÓN DE LA LITERATURA

En la teoría existe un consenso que dividen los modelos de discriminación en dos grandes grupos, el competitivo y el grupal. En el primero los individuos buscan maximizar sus beneficios, mientras que en el segundo un grupo de agentes actúa en contra de otro. El modelo más estudiado en la teoría económica es el competitivo y existen dos grandes ramas, el de discriminación por preferencias y el de discriminación estadística. El primero es difícil de medir con las herramientas económicas, pues la discriminación que implica este tipo de modelos es difícil de observar. El segundo modelo, desarrollado ampliamente por Arrow (1972), Arrow (1973), McCall (1972), Phelps (1972) y Aigner y Cain (1977), parte del supuesto de que las empresas tienen información imperfecta sobre las habilidades de los individuos que solicitan empleo y es costoso tratar de obtener información sobre ellos. Así pues, el diferencial salarial estará determinado por las características observables de los individuos que permita inferir su productividad media. No obstante, a medida que se tiene más conocimiento de la productividad de los nuevos empleados, el diferencial salarial no va a estar ligado a esos elementos observables, sobre los que en principio se infirió para estimar la productividad de ellos. El método más aplicado en la literatura para estimar estas brechas salariales es la descomposición del tipo Blinder-Oaxaca, que se explicará en la siguiente sección.

Mucho se ha escrito con respecto a la discriminación salarial a nivel internacional que contrasta con lo poco que se ha hecho en Colombia. En este sentido, se hará un recuento de los documentos más importantes que se han tratado a nivel internacional y nacional.

A nivel internacional uno de los documentos más importantes asociados a la brechas salariales por raza fue escrito por Smith y Welch (1989). En este documento los autores estudian los diferenciales salariales entre afroamericanos y blancos entre 1940 y 1980 en los Estados Unidos. Encuentra que la diferencias en los salarios semanales entre estos grupos étnicos disminuyeron desde un 57 % in 1940 a un 27 % en 1980.

Heckman et al. (2000) estudian la robustez de las conclusiones de los estudios, tanto cuantitativos como cualitativos, sobre el progreso de los afroamericanos a definiciones alternativas de las muestras usadas para las estimaciones, a diferentes especificaciones de las ecuaciones y a controles por selectividad. Encuentran que, con respecto al primer punto, las reglas asociadas a las diferentes muestras afectan el tamaño y la importancia relativa de cambios debido a la mejora en las sucesivas cohortes y cambios que ocurren para en ellas en un punto en el tiempo. Además, muestran que las diferentes formas de introducir medidas de calidad en la función de ganancias afectan sustancialmente el impacto estimado de la calidad en la brecha salarial entre razas. Finalmente, muestran que corregir por el sesgo de selección siempre afectan los resultados. Además, aunque no trate directamente las brechas salariales entre etnias, Heckman et al. (2006) muestran un importante análisis sobre las ecuaciones mincerianas, bajo qué condiciones es una buena estimación de una tasa de retorno de la educación y cómo los datos de corte transversal y de panel ayudan a mejorar el cálculo de dichas tasas de retorno.

Duncan y Hoffman (1979) estudian la contribución de las diferencias del entrenamiento en el trabajo para observar las diferencias en los ingresos por raza y sexo en Estados Unidos. Encuentran una fuerte evidencia de que el tiempo utilizado en el entrenamiento en el trabajo incrementa los ingresos. Además, muestran que este pago fue uniforme entre hombres y mujeres y afroamericanos y blancos y no encontraron evidencia de que los trabajadores de las minorías étnicas tuviesen un porcentaje de retorno del entrenamiento menor que los hombres blancos. Argumentan que el mercado de trabajo parece ser justo en el sentido de que el entrenamiento recibido es recompensado de forma igual y no depende del sexo o la etnia.

Johnson (1978) Utilizando datos de la encuesta longitudinal de dinámica del ingreso de los Estados Unidos estima la diferencia en los salarios por industria. Para esto, mide la discriminación de salario como las diferencias entre los salarios de afroamericanos y blancos que no son debidas a sus características personales. Encuentra que los gobiernos, las industrias reguladas y las



organizaciones si ánimo de lucro discriminan menos en salario que los otros empleadores.

Reimers (1983) estudia la discriminación salarial hacia los hispanos y afroamericanos en los Estados Unidos a través de la descomposición de Oaxaca-Blinder. Reimers (1983) utiliza microdatos de la Encuesta de Ingreso y Educación para 1976 y corrige por sesgo de selección para cada grupo étnico (mexicanos, Puertorriqueños, cubanos, otros hispanos). Encuentra que, para los hombres oriundos de Puerto Rico, la discriminación representa el 18% de la diferencia salarial. Por su parte, para los otros hispanos, la discriminación representa el 12% de la brecha. Para los mexicanos, sin embargo, la discriminación solo es el 6% de la diferencia y el resto se debe a diferencias en características como la educación y otras.

Paz (1998) estima la brecha en el ingreso por género entre Buenos Aires y la parte noreste de Argentina en mayo de 1997. Usó datos de la Encuesta Permanente de Hogares, tomando individuos entre 15 y 64 años de edad. Estimó dos diferentes modelos, el primero tenía como variable dependiente el logaritmo del ingreso mensual y la segunda era el logaritmo del ingreso mensual evaluado en el tiempo completo. Esta última variable, según el autor, fue construida para penalizar los ingresos de personas que tenían más de 40 horas de trabajo a la semana y recompensar los ingresos de los trabajadores de tiempo parcial; en otras palabras, homogeneizado el equivalente a 40 horas por semana para el ingreso. Encontró que la proporción de la brecha que no es explicada por las características productivas de los individuos es de aproximadamente del 90% de la brecha total que estaba entre 0.7 y 0.85 dependiendo de la especificación empírica del modelo.

Berges y Di Paola (2000) calcularon la brecha salarial por género aplicando las técnicas de descomposición de Oaxaca-Blinder y, para la ecuación de salarios, utilizaron ecuaciones mincerianas. Para corregir el sesgo de selección por participación laboral, utilizan una estimación tipo Heckman en dos etapas controlando por la edad, la edad al cuadrado, los años de escolaridad entre otras. Toman datos de la Encuesta Permanente de Hogares para 1997 en el área de Mar del

Plata en Argentina. La variable dependiente fue el logaritmo del ingreso por horas mensuales trabajadas. Los resultados muestran que, sin corregir por el sesgo de selección, la parte de la brecha que es explicada por las características productivas es el 28 % y, el 78 % restante, corresponde a las estructuras del mercado. Cuando corrigen por el sesgo de selección los resultados varían ya que la parte explicada es del 78 % frente al 28 % de la parte no explicada.

Johansson et al. (2005) discutieron la evolución de los diferenciales salariales y los factores que pueden estar relacionados con esta año tras año a través de un análisis de corte transversal. Utilizan datos del Departamento de Estadística de Suecia para los años 1981 y 1983-1998 para estimar la diferencia salarial por género de acuerdo a la metodología de Oaxaca-Blinder. Para la ecuación de salarios toman como variable dependiente el logaritmo del salario mensual por hora en función de la edad al cuadrado, que según los autores es una proxy de la experiencia, variables que recogen el nivel de entrenamiento necesario para diferentes tipos de trabajo, ya sean calificado o no calificado, en el sector público o privado y una variable que especificaba si el puesto de trabajo era predominantemente femenino o masculino. Los resultados muestran que las diferencias entre el promedio geométrico de los salarios por hora de hombres y mujeres se ubicaron entre un 13 % y 14 % del promedio de salario de los hombres durante 1983 y 1987. Desde 1988 fue alrededor de 14-16 %.

Por su parte, Tenjo et al. (2005) analizan la evolución de las diferencias en los ingresos por hora por sexo en Argentina, Brasil, Costa Rica, Colombia, Honduras y Uruguay. Estos autores estiman las ecuaciones de salarios para los diferentes países con y sin corrección por sesgo de selección para hombres y mujeres tomando como variable dependiente el ingreso por hora. Los autores concluyen que hay diferencias en los ingresos por hora entre hombres y mujeres, que esta ha caído en favor de las mujeres y, además, una razón por la cual las mujeres ganan menos que los hombres, es debido a que trabajan menos horas.

Para el caso colombiano, Tenjo (1993) plantea que durante la década de los años ochenta

los retornos de la educación fueron muchos más bajos para las mujeres que para los hombres, aunque más recientemente Baquero (2001) aplica un modelo de diferencias salariales utilizando la descomposición de Blinder-Oaxaca con los datos de la Encuesta Nacional de Hogares entre 1984 y 1999. Define a los asalariados como aquellas personas que trabajan en el gobierno, de forma particular y domestica. Durante este periodo encuentra diferencia de salarios a favor de los hombres, sin embargo encuentra que no existe evidencia suficiente para afirmar que se presenta discriminación salarial.

En esta misma línea, Abadía (2005) empleó los datos de la Encuesta continua de Hogares para el segundo trimestre de 2003, excluyendo un conjunto de individuos como los trabajadores por cuenta propia, empleadores, trabajadores familiares sin remuneración, quedando básicamente con los empleados públicos y privados. Concluye que existe una discriminación estadística en el sector privado, especialmente para las mujeres casadas o en unión libre.

Bernat (2005) Estudia las diferencias salariales por hora entre hombres y mujeres, utilizando los datos de Encuesta Continua de Hogares de los años 2000 a 2004 en las siete principales ciudades de Colombia. Encuentra que la descomposición de Blinder-Oaxaca permite concluir que sí existe discriminación hacia las mujeres en el mercado laboral, ya que encuentra que el componente asociado a discriminación es mayor que el componente asociado a las características productivas.

Bernat (2007) calcula las curvas de discriminación para mujeres asalariadas en Colombia en los años 2000, 2003 y 2006 utilizando la Encuesta Continua de Hogares. Bernat (2007) encuentra que a diferencia del año 2000. en el que cerca del 6 % de las mujeres empleadas no experimentaban discriminación, en 2006 todas las mujeres experimentaban algún grado de discriminación, y que ésta es mayor monetariamente hablando en mujeres con educación universitaria, con amplia experiencia acumulada en cargos profesionales y directivos.

Ademas, Bernat y Velez (2008) exploran la relación entre la segregación ocupacional y las diferencias de salarios entre hombres y mujeres en Cali usando la descomposición de Flückinger y

Silber. Usando información de personas asalariadas registrada en la Encuesta Continua de Hogares de áreas metropolitanas elaborada por el Departamento Nacional de Estadística (DANE), para el primer trimestre del 2006. Encuentran que el componente de la segregación de la descomposición es sensible a la forma en que los grupos son definidos. Dado que los grupos por ocupaciones son definidos por defecto, argumentan que más estudios son necesarios para determinar que tan importante es la segregación para explicar las diferencias en salarios.

Fernández (2006) emplea la Encuesta de Calidad de Vida durante los años 1997 y 2003 para estimar regresiones por cuantiles de ingreso. Fernández (2006) encontró diferenciales que varían de acuerdo con la distribución de salarios. En los percentiles inferiores el diferencia es favorable para las mujeres y en los superiores ese diferencial se amplía, favoreciendo a los hombres.

En este mismo sentido Mora y Caicedo (2013) investigan la brecha salarial entre hombres y mujeres en Cali reconociendo la existencia de un doble sesgo de selección. Mora y Caicedo (2013) encuentran que, en las estimaciones corrigiendo por sesgo de selección de participación laboral y sesgo por segregación laboral, la brecha salarial entre hombres y mujeres es del 26 %. Igualmente, encuentra que si las mujeres tuvieran las mismas características de los hombres ganarían casi un 1 % más y que existe un 24 % de la brecha no explicada por características productivas.

Por otro lado, Galvis (2010) estima un modelo de regresiones cuantílicas para estimar los diferenciales salariales por género y región en Colombia. Utilizando los datos de la GEIH para el año 2009 y aplicando una descomposición de Blinder-Oaxaca en el contexto de modelos de regresiones cuantílicas encuentra que las brechas salariales no están explicadas por los atributos observables de los individuos. Dichas disparidades son en su mayoría explicadas por el efecto de las diferencias en la remuneración de atributos tales como la educación, además de elementos no observados.

La tabla 1 ilustra la mayoría de los documentos de la anterior revisión bibliográfica sobre las brechas salariales. El objetivo principal de la anterior revisión es mostrar un inventario de los

documentos más importantes que se han escrito a nivel internacional, latinoamericano y nacional concernientes a las brechas salariales. Ahora bien, ninguno de estos documentos tiene en cuenta el rol de la ubicación sobre la brecha salarial.

Específicamente todos estos trabajos asumen implícitamente que los retornos a la educación no varían en mercados de trabajo locales, lo cual es cierto si las preferencias de los individuos son homotéticas. Después de los trabajos seminales de Haurin (1980) y Roback (1982), quienes muestran que los equilibrios en los precios y salarios varían entre ciudades debido a las diferencias específicas a cada ciudad y/o productividad, algunos autores empezaron a controlar por la influencia de las locaciones en los retornos a la educación. En esta línea se encuentran los trabajos de Black et al. (2009) y Black et al. (2013) quienes controlan por la ubicación de los individuos para calcular los retornos a la educación y la brecha salarial. En particular el trabajo de Black et al. (2013) indica que *no incluir un control por la ubicación de los individuos sobreestima* la brecha salarial por raza<sup>3</sup>, ya que compara sus resultados con los encontrados por Smith y Welch (1989). Black et al. (2013) argumentan que una forma de controlar por la ubicación consiste en incluir efectos fijos. En este trabajo se plantea controlar en la ecuación de selección con efectos fijos por conglomerados de comuna. Los resultados que se encuentran muestran que efectivamente el no controlar por esto conlleva a un mal cálculo de la brecha salarial por raza, conclusión que es similar a la de Black et al. (2013).

---

<sup>3</sup>Los autores explican que no necesariamente siempre la brecha se va a sobreestimar ya que en algunos casos se podría subestimar, como es el caso de este documento. El punto importante es que el no incluirlos llevaría a un mal cálculo de la brecha.

Tabla 1: Revisión de la Literatura en brechas salariales

| Nivel         | Autor                   | Año  | Metodología   | Datos  | Resultados   |
|---------------|-------------------------|------|---|--|--|
| Internacional | Johnson                 | 1978 | Mide la discriminación de salario como las diferencias entre los salarios de afrodescendientes y blancos que no son debidas a sus características personales  | Estudio Longitudinal de dinámica de Ingreso en USA 1972        | Concluye que los gobiernos, las industrias reguladas y las organizaciones si animo de lucro discriminan menos en salario que los otros empleadores   |
|               | Raimers                 | 1983 | Estudia la discriminación salarial hacia los hispanos y afroamericanos en los Estados Unidos a través de la descomposición de Oaxaca-Blinder  | Encuesta de Ingreso y Educación 1976                           | Encuentra que para los hombres oriundos de Puerto Rico, la discriminación representa el 18% de la diferencia salarial. Por su parte, para los otros hispanos, la discriminación representa el 12% de la brecha. Para los mestizos, sin embargo, la discriminación solo es el 6% de la diferencia y el resto se debe a diferencias en características como la educación y otras.        |
|               | Paz                     | 1998 | Descomposición de Oaxaca-Blinder. Modelo para el logaritmo del ingreso mensual y logaritmo del ingreso mensual homogeneizado  | Encuesta Permanente de hogares en Argentina                    | La proporción de la brecha que no es explicada por las características productivas de los individuos es de aproximadamente del 90% de la brecha total que estaba entre 0.7 y 0.85 dependiendo de la especificación empírica del modelo.  |
|               | Di Paola y Berges       | 2000 | Descomposición de Oaxaca-Blinder. En la ecuación de sesgo de selección por participación laboral controla por la edad, edad al cuadrado, años de educación, estrato, jefe de hogar y el número de miembros en el hogar. | Encuesta Permanente de hogares en Argentina Para Mar del Plata | Los resultados muestran que, sin corregir por el sesgo de selección, la parte de la brecha que es explicada por las características productivas es el 28% y el 78% restante, corresponde a las estructuras del mercado. Cuando corrigen por el sesgo de selección los resultados varían ya que la parte explicada es del 78% frente al 28% de la parte no explicada.                   |
|               | Tenjo, Rívero y Bernat  | 2002 | Descomposición de Oaxaca-Blinder. Corrigiendo por sesgo de Selección tomando como variable dependiente el ingreso por hora  | Datos para América Latina                                      | Los autores concluyen que hay diferencias en los ingresos por hora entre hombres y mujeres, que esta ha caído en favor de las mujeres y, también, una razón por la cual las mujeres ganan menos que los hombres es porque trabajan menos horas.  |
|               | Johansson, Katz y Nyman | 2005 | Descomposición de Oaxaca-Blinder. La ecuación de salarios toma como proxy de la experiencia la edad al cuadrado y variables que recogen el entrenamiento necesario para algún tipo de trabajo                           | Estadísticas de Suecia (HEK)                                   | Los resultados muestran que las diferencias entre el promedio geométrico de los salarios por hora de hombres y mujeres se ubicaron entre un 13% y 14% del promedio de salario de los hombres durante 1983 y 1987. Desde 1988 fue alrededor de 14-16%   |
|               | Bequero                 | 2001 | Descomposición De Oaxaca-Blinder. Define a los asalariados como aquellas personas que trabajan en el gobierno, de forma particular y doméstica.   | Encuesta Nacional de Hogares 1984-1999                         | encuentra diferencia de salarios a favor de los hombres, sin embargo encuentra que no existe evidencia suficiente para afirmar que se presenta discriminación salarial.  |
|               | Abudia                  | 2005 | Utiliza una descomposición de Oaxaca-Blinder para analizar la discriminación estadística  | Encuesta Continua de Hogares 2003                              | Concluye que existe una discriminación estadística en el sector privado, especialmente para las mujeres casadas o en unión libre.  |
|               | Bernat                  | 2005 | Utiliza una descomposición de Oaxaca-Blinder para estudiar las diferencias salariales entre hombres y mujeres   | Encuesta Continua de Hogares 2000-2004                         | Concluye que si existe discriminación hacia las mujeres en el mercado laboral, ya que encuentra que el componente asociado a discriminación es mayor que el componente asociado a las características productivas.   |
|               | Fernandez               | 2006 | Regresiones por cuantiles de ingresos   | Encuesta de Calidad de Vida 1997 y 2003                        | Encontró diferenciales que varían de acuerdo con la distribución de salarios. En los percentiles inferiores el diferencia es favorable para las mujeres y en los superiores ese diferencial se amplía, favoreciendo a los hombres.   |
| Nacional      | Bernat                  | 2007 | Calcula las curvas de discriminación para mujeres asalariadas en Colombia utilizando un enfoque distributivo  | Encuesta Continua de Hogares 2000, 2003, 2006                  | En 2006 todas las mujeres experimentaban algún grado de discriminación, y que ésta es mayor monetariamente hablando en mujeres con educación universitaria, con amplia experiencia acumulada en cargos profesionales y directivos.   |
|               | Bernat y Velaz          | 2008 | Exploran la relación entre la segregación ocupacional y las diferencias de salarios entre hombres y mujeres en Cali usando la descomposición de Flückinger y Silber   | Encuesta Continua de Hogares 2006                              | Encuentran que el componente de la descomposición de la descomposición es extremadamente sensible a la forma en que los grupos son definidos. Dado que los grupos por ocupaciones son definidos por defecto, más estudios son necesarios para determinar que tan importante es la segregación para explicar las diferencias en salarios.   |
|               | Galvis                  | 2010 | Estima un modelo de regresiones cuantiles para estimar los diferenciales salariales por género y región en Colombia utilizando la Descomposición de Oaxaca-Blinder  | Gran Encuesta Integrada de Hogares 2009                        | Encuentra que las brechas salariales no están explicadas por los atributos observables de los individuos. Dichas disparidades son en su mayoría explicadas por el efecto de las diferencias en la remuneración de atributos tales como la educación, además de elementos no observados.  |
|               | Mora y Calcedo          | 2013 | Investigan la brecha salarial entre hombres y mujeres en Cali reconociendo la existencia un doble sesgo de selección en la descomposición de Oaxaca-Blinder   | Encuesta de Empleo y Calidad de Vida para Cali 2013            | Encuentran que, en las estimaciones corrigiendo por sesgo de selección de participación laboral como el sesgo por segregación laboral, la brecha salarial entre hombres y mujeres es del 26%. Igualmente, que si las mujeres tuvieran las mismas características de los hombres ganarían casi un 1% más y que existe un 24% de la brecha no explicada por características productivas. |

Fuente: elaboración propia

### III MODELO

Tradicionalmente la discriminación, tanto racial como por sexo, ha sido estudiada a través de los modelos de Oaxaca-Blinder (Oaxaca, 1973). Esta metodología permite descomponer las diferencias salariales entre dos grupos en dos componentes. El primero muestra las diferencias explicadas por la teorías del capital humano de (Becker, 1964) y el segundo hace referencia a una parte no explicada, por lo general asociada con algún tipo de discriminación. Dicha descomposición parte de una función de ingresos a la Mincer (1974) la cual se fundamenta en dos predicciones básicas de la teoría del capital humano: los ingresos guardan una relación positiva con la educación y los ingresos guardan una relación positiva, pero decreciente, con la experiencia. En este orden de ideas, se debe estimar por mínimos cuadrados ordinarios la siguiente ecuación:

$$\ln(wh_i^k) = \beta_0 + \beta_1 s_i^k + \beta_2 exp_i^k + \beta_3 (exp_i^k)^2 + \mu_i^k \quad (1)$$

donde  $i$  indexa al individuo y  $k$  indexa la etnia.  $\ln(wh_i^k)$  hace referencia al salario por hora,  $s_i^k$  son los años de educación y  $exp_i^k$  es la experiencia potencial del individuo y  $\mu_i^k$  es un término aleatorio de error *iid*.

Para descomponer la brecha en los componentes anteriormente explicados se define a  $\mathbf{X}^k$  como el vector que agrupa las variables explicativas de la ecuación de salarios para la etnia  $k$  y  $\mathbf{wh}^k$  el vector de salarios por hora para la etnia  $k$ . Si suponemos que existe dos etnias, los afrodescendientes y los no afrodescendientes, se tendría el siguiente conjunto de ecuaciones:

$$\ln(\mathbf{wh}^N) = \mathbf{X}^N \beta^N + \mu^N \quad (2)$$

$$\ln(\mathbf{wh}^B) = \mathbf{X}^B \beta^B + \mu^B \quad (3)$$

donde  $\beta$  es un vector de parámetros. Así pues, la brecha salarial entre los individuos afro y no afro vendrá dada por:

$$\ln(\mathbf{wh}^B) - \ln(\mathbf{wh}^N) = (\mathbf{X}^B \beta^B - \mathbf{X}^N \beta^N) + (\mu^B - \mu^N) \quad (4)$$

Si se construye un término contrafactual que indique cual es el salario que obtendría el individuo afrodescendiente si tuviera las remuneraciones de los no afro  $\mathbf{X}^N \beta^B$  y se suma y resta al lado derecho de 4, se obtendría el diferencial de salarios atribuidos a los diferenciales de características  $(\mathbf{X}^B - \mathbf{X}^N) \beta^B$  y el diferencial de salarios atribuidos a las distintas remuneraciones para cada individuo,  $\mathbf{X}^N (\beta^B - \beta^N)$ . Por lo tanto, la brecha salarial viene dada por

$$\ln(\mathbf{wh}^B) - \ln(\mathbf{wh}^N) = (\mathbf{X}^B - \mathbf{X}^N) \beta^B + \mathbf{X}^N (\beta^B - \beta^N) + (\mu^B - \mu^N) \quad (5)$$

La brecha salarial se estima a través de

$$\ln(\mathbf{wh}^B) - \ln(\mathbf{wh}^N) = (\bar{\mathbf{X}}^B - \bar{\mathbf{X}}^N) (\hat{\beta}^B + \hat{\beta}^N) + (\bar{\mathbf{X}}^B + \bar{\mathbf{X}}^N) (\hat{\beta}^B - \hat{\beta}^N) \quad (6)$$

donde  $\bar{\mathbf{X}}^i$  son los promedios de las covariables

Cabe resaltar que las ecuaciones que explican la formación de salarios 2 y 3 tienen el problema de sesgo de selección. Es decir, debido a que estas ecuaciones son estimadas para individuos que se encuentran trabajando y que han reportado salarios, pero no existe información sobre los individuos que se educaron con el fin de incrementar su productividad pero se encuentran desempleados y, por lo tanto, no se tiene información sobre sus salarios, por lo cual existe un sesgo de selección (Heckman, 1979).

Siguiendo a Heckman (1979) la forma de solucionar el anterior problema es incluir en las ecuaciones anteriores la razón inversa de Mills, obtenida a partir de la ecuación de selección cuya variable dependiente es una variable dicótoma de participación laboral, la cual tiene un conjunto de covariables como la edad, el estado civil, el número de hijos menores a 6 años en el hogar, entre otras. Este procedimiento en dos etapas implica el siguiente conjunto de ecuaciones que se estiman corrigiendo su matriz de varianzas y covarianzas a fin de obtener estimadores consistentes y eficientes:

$$\ln(wh_i^N) = \beta_0 + \beta_1 s_i^N + \beta_2 exp_i^N + \beta_3 (exp_i^N)^2 + \lambda_i^N \left( \frac{\varphi(g)}{\Phi(g)} \right) + \mu_i^N \quad (7)$$



$$\ln(wh_i^B) = \beta_0 + \beta_1 s_i^B + \beta_2 exp_i^B + \beta_3 (exp_i^B)^2 + \lambda_i^B \left( \frac{\varphi(g)}{\Phi(g)} \right) + \mu_i^B \quad (8)$$

El término en paréntesis se conoce como la razón inversa de Mills, y en caso de ser estadísticamente diferente de cero corregiría el problema de sesgo de selección.

Una forma usual de estimar las ecuaciones 7 y 8 es realizar un procedimiento en dos etapas tipo Heckman (1979). De ahí se estiman los valores correspondientes a la razón inversa de Mills y se incorporan en la ecuación 7 o 8, lo cual produce estimaciones consistentes pero no eficientes ya que se debería corregir la matriz de varianzas y covarianzas. En este ejercicio se propone maximizar la función del logaritmo de verosimilitud, para calcular tanto los parámetros como la matriz de varianzas y covarianzas, lo cual produce estimaciones consistentes y eficientes ya que se puede ponderar esta última para tal fin.

Como medida de corrección estadística, dada la desagregación de los datos, se pondera la regresión por el número de individuos afrodescendientes que existe en cada una de ellas. Además, también se plantea agregar dummies por conglomerado de comunas en la ecuación de participación laboral con el objetivo de reconocer la decisión de un individuo de participar en el mercado laboral dependiendo de la comuna en la que resida y con el objetivo de reconocer las diferencias en salarios asociadas al lugar de residencia de un individuo como lo hace Black et al. (2013).

Ahora bien, si se reconoce que en cada comuna los costos de ubicación son diferentes y que los costos de transporte entre una comuna y otra son casi nulos, la pérdida de utilidad por parte de los individuos entre locaciones, dada una variación en los precios, será diferente. Además de eso, esta pérdida de utilidad puede estar sistemáticamente correlacionada con la raza, ya que los afrodescendientes son, en promedio, más pobres que los blancos y, para el caso de Cali, un gran porcentaje de los individuos afrodescendientes se acentúan en ciertas comunas más deprimidas.

Sin embargo, si las preferencias de los individuos son homotéticas<sup>4</sup>, un incremento en los precios disminuirá el ingreso real de todos los individuos en una misma proporción; así pues, la brecha salarial será la misma entre las locaciones. En otras palabras, el incremento proporcional en los salarios necesarios para inducir a que las personas vivan en un lugar será el mismo para todos los individuos y, por lo tanto, la brecha salarial será la misma para todos los individuos en todas las comunas.

Como bien lo explica Black et al. (2013) una forma de recoger este efecto consiste en estimar una ecuación minceriana incluyendo efectos fijos de ubicación para capturar los diferenciales inducidos por la ubicación. En este ejercicio se propone incluir dichos efectos fijos para capturar la decisión de participar en el mercado laboral para recoger el efecto de vivir en una comuna u otra en Santiago de Cali. Este mismo autor muestra que no controlar con estos efectos fijos *conlleva a un mal cálculo de la brecha salarial*, resultado que también se encuentra en este estudio.

También, con el objetivo de reconocer el posible efecto de las migraciones y la percepción de discriminación por parte de las comunidades afrodescendientes, se estima la brecha salarial controlando en la ecuación de selección por ambas variables. Para las migraciones, la EECV pregunta por la ciudad de residencia hace cinco años antes de la fecha de la entrevista, la cual se utiliza como proxy de migraciones y, para la discriminación, se incluye una variable que indica si el individuo se ha sentido discriminado en el último año. En este orden de ideas, se propone estimar diferentes ecuaciones de selección con el fin de identificar los cambios en la brecha salarial.

#### IV LOS DATOS

Los datos fueron tomados de la encuesta de Empleo y Calidad de Vida para Cali. Esta encuesta fue realizada por el ministerio del trabajo a finales de 2012 e inicio de 2013 y tiene representatividad estadística a nivel de comuna, donde fueron encuestados alrededor de 30.000

---

<sup>4</sup>En este contexto, la homoteticidad se refiere a que la elasticidad del ingreso es uno, como lo explica Black et al (2013)

individuos. La EECV posee información detallada de las condiciones de vida, discriminación, mercado laboral, migraciones, movilidad, entre otras, por cada comuna en Santiago de Cali. En Colombia solo Bogotá tiene información similar a la que se encuentra en la EECV. Así pues, esta información es valiosa a la hora de hacer estudios concernientes al mercado laboral ya que posee una rica y nutrida información. Así pues, en los anexos se presenta los promedios de salarios, años de educación y experiencia para cada una de las comunas. Aquí es importante resaltar que la comuna que tiene salario, años de educación y experiencia promedio más alto es la 22, mientras que la comuna que tiene más bajos estos promedios es la 21.

Ahora bien, siguiendo la clasificación que se realizó en el segundo informe de discriminación laboral en Cali (Mininterior, 2012), el cual toma la clasificación hecha por el CIDSE, se agruparon las comunas en diferentes conglomerados. Estos son: conglomerado oriente, que agrupa las comunas 7, 13, 14, 15 y 21; conglomerado centro oriente, que agrupa a las comunas 8, 11, 12 y 16; conglomerado centro norte, que agrupa las comunas 3, 4, 5, 6, 9 y 10; conglomerado ladera, que agrupa las comunas 1, 18 y 20 y corredor norte sur, que agrupa las comunas 2, 17 y 19<sup>5</sup>. La tabla 2 muestra las estadísticas promedio de salarios mensuales, años de educación y experiencia.<sup>6</sup>

Se puede observar de la tabla 2 que las zonas más deprimidas de la ciudad, como la zona

---

<sup>5</sup>La razón de tomar esta clasificación sigue la justificación hecha por el CIDSE en el documento “Cuántos somos, como vamos”. En este, para efectos analíticos, explican que la categoría sociológica de conglomerado urbano hace referencia a una agregación de comunas que ordenan el territorio municipal bajo los siguientes criterios: a) una contigüidad espacial con características geográficas similares, por ejemplo el área de ladera, y una distribución espacial a partir del centro urbano (centro, centro oriente, oriente) b) el peso demográfico de la población afrodescendiente por comunas y sector censal de acuerdo a los datos del Censo 2005. Este último criterio permite diferenciar los conglomerados oriente y centro oriente, con pesos bien diferentes de concentración de la población afro. El mismo informe también realiza una agrupación con la zona rural la cual no tomamos aquí por su poca representatividad. Sin embargo, para efectos de comparación se estimó la brecha salarial sin agrupar las comunas. Estos resultados se encuentran en los anexos.

<sup>6</sup>La variable salarios mensuales fue creada a partir de la suma de salarios, horas extras trabajadas y pagos en especie; la variable experiencia hace referencia a la experiencia potencial del individuo que es la diferencia entre la edad, los años de educación y los primeros cinco años de vida.

oriental y de ladera, son las que tienen el menor salario mensual promedio al igual que los años de educación<sup>7</sup>.

En términos étnicos, alrededor del 7 % de la población se autoreconoce como indígena, el 23 % se autoreconoce como afrodescendiente y 53 % no se clasifica en ninguna de las otras categorías. La tabla 3 ilustra estos porcentajes. Por otro lado, en el conglomerado Oriente, el 35,79 % de la población se autoreconoce como afrodescendiente, mientras que el 39.05 % no se clasifica en ninguna de las otras categorías; en la zona de ladera, el 11.5 % de la población se autoreconoce como indígena, el 17.49 % como afrodescendiente y el 53.93 % no se clasifica en ninguna de las anteriores. La tabla 4 muestra esta distribución. En los anexos se encuentra la distribución de la población por etnia en cada Comuna.

*Tabla 2: Promedios de Salarios por hora, años de educación y experiencia por conglomerado*

| <i>Conglomerado</i> | <i>Salario por hora</i> | <i>Años de Educación</i> | <i>Experiencia</i> |
|---------------------|-------------------------|--------------------------|--------------------|
| Oriente             | \$ 13,522.92            | 7.44                     | 21.46              |
| Centro oriente      | \$ 19,086.31            | 8.36                     | 25.23              |
| Centro norte        | \$ 17,788.06            | 8.77                     | 25.06              |
| Ladera              | \$ 14,915.51            | 7.67                     | 22.90              |
| Corredor norte-sur  | \$ 39,903.24            | 11.99                    | 24.76              |

Fuente: elaboración propia

<sup>7</sup>Estos promedios son estadísticamente diferentes a un nivel del 99 %

Tabla 3: Distribución étnica en Cali

| <i>Etnia</i>              | <i>Porcentaje de la población total</i> |
|---------------------------|---|
| Indígena                  | 6.86 %                                  |
| ROM o Gitano              | 0.50 %                                  |
| Raizal                    | 2.23 %                                  |
| Palenquero                | 0.14 %                                  |
| Afrodescendiente          | 22.84 %                                 |
| Ninguna de las anteriores | 52.83 %                                 |
| No sabe / No responde     | 14.60 %                                 |

Fuente: elaboración propia

Tabla 4: Distribución étnica en Cali por conglomerado

| <b>Conglomerado</b> | <b>Etnia</b>    |                     |               |                   |                         |                                  |                              |
|---------------------|-----------------|---------------------|---------------|-------------------|-------------------------|----------------------------------|------------------------------|
|                     | <i>Indígena</i> | <i>ROM o Gitano</i> | <i>Raizal</i> | <i>Palenquero</i> | <i>Afrodescendiente</i> | <i>Ninguna de las anteriores</i> | <i>No sabe / No responde</i> |
| Oriente             | 7.00 %          | 0.47 %              | 2.43 %        | 0.27 %            | 35.79 %                 | 39.05 %                          | 14.99 %                      |
| Centro oriente      | 5.99 %          | 0.33 %              | 2.00 %        | 0.09 %            | 22.20 %                 | 55.43 %                          | 13.98 %                      |
| Centro norte        | 6.48 %          | 0.63 %              | 2.34 %        | 0.17 %            | 17.96 %                 | 59.42 %                          | 13.00 %                      |
| Ladera              | 11.55 %         | 0.36 %              | 1.32 %        | 0.00 %            | 17.49 %                 | 53.93 %                          | 15.36 %                      |
| Corredor norte-sur  | 5.17 %          | 0.67 %              | 2.77 %        | 0.04 %            | 14.17 %                 | 60.87 %                          | 16.31 %                      |

Fuente: elaboración propia

Es claro, a partir de los datos anteriores, que el mayor porcentaje de individuos que se autoreconocen como afrodescendientes está en el conglomerado oriente, que también es el conglomerado que tiene los menores promedios en años de educación, experiencia y salarios totales.

Por otro lado, el promedio de salarios, años de educación y experiencia por etnia se puede observar en la tabla 5. De esta tabla se puede observar que los individuos que se autoreconocen como afrodescendientes tienen, en promedio, un salario menor a todos los otros individuos que se autoreconocen en otras categorías, pese a no tener, en promedio, los menores años de

educación<sup>8</sup>. Por ejemplo, el grupo que tiene un menor promedio de años de educación son los que se autoreconocen como palenqueros, sin embargo, su salario promedio es ligeramente mayor a los que se autoreconocen como afrodescendientes. Claramente hay que ser un poco precavidos con esta afirmación pues los individuos que se autoreconocieron como raizales son un porcentaje despreciable de la población; además, el coeficiente de variación para este grupo fue del 86 %, lo cual muestra una gran variación en los datos.

Dados estos resultados, se hace imperativo analizar las brechas salariales entre los individuos que se autoreconoce como afrodescendientes frente a las demás razas para identificar en qué cuantía la brecha salarial es explicada por factores observables y no observables.

*Tabla 5: Promedios de Salarios por hora, años de educación y experiencia por etnia*

| <b>Etnia</b>              | <b>Salario por hora</b> | <b>Años de Educación</b> | <b>Experiencia</b> |
|---------------------------|-------------------------|--------------------------|--------------------|
| Indígena                  | \$ 16,970.97            | 7.90                     | 26.45              |
| ROM o Gitano              | \$ 33,953.25            | 9.39                     | 27.58              |
| Raizal                    | \$ 17,588.65            | 9.57                     | 25.22              |
| Palenquero                | \$ 17,124.26            | 7.54                     | 27.43              |
| Afrodescendiente          | \$ 16,771.93            | 8.28                     | 21.87              |
| Ninguna de las anteriores | \$ 21,967.55            | 9.07                     | 24.26              |

Fuente: elaboración propia

## V ESTIMACIONES

Para estimar las brechas salariales se toma en cuenta, como se explicó en la sección 3, el posible sesgo de selección por participación laboral a la que está sometida la muestra. Para esto, se parte de un modelo de participación laboral en el que se toman en cuenta la edad del individuo, una dummy que toma el valor de uno si el individuo es jefe de hogar, una dummy que toma el valor

<sup>8</sup>Estos promedios son estadísticamente significativos al 99 %

de uno si el individuo está casado, el número de hijos menores a seis años, una dummy que toma el valor de uno si el individuo pertenece al estrato 3 o un estrato más bajo y una dummy de sexo. Como medida de corrección estadística dada la desagregación de la encuesta, se pondera la regresión por el número de individuos afrodescendientes que existe en cada una de ellas.

La variable dependiente es el logaritmo del salario promedio por hora<sup>9</sup> y las covariables son el número de años de educación, la experiencia potencial y la experiencia potencial al cuadrado. La tabla 6 muestra las estimaciones para toda la población. Como se puede ver, los coeficientes tienen los signos esperados, pues un año adicional de educación implica que el salario por hora se incremente en 9.4 % aproximadamente. El lambda hace referencia a la razón inversa de Mills, que recoge el efecto del sesgo de selección por participación laboral.

Tabla 6: Ecuación de salarios para la población en Cali

| Variable                          | Coficiente     | Error Estándar |
|-----------------------------------|----------------|----------------|
| Constante                         | 8.524994***    | 0.0716518      |
| Años de Educación                 | 0.0944128***   | 0.0027992      |
| Experiencia potencial             | 0.019008***    | 0.0022087      |
| Experiencia potencial al cuadrado | -0.0001136 *** | 0.0000424      |
| Lambda                            | -0.3230485***  | 0.0536337      |

Fuente: elaboración propia \*\*\* Rechaza la hipótesis nula al 99 %

A continuación se realiza la estimación de la ecuación de salarios teniendo en cuenta la etnia. Para esto se crearon dos grupos; el primero agrupa a los individuos que se autorreconocieron afrodescendientes y a los que se autoreconocieron palenqueros y el segundo agrupa a los demás individuos. Las estimaciones para estos dos grupos se pueden ver en la tabla 7<sup>10</sup>. Se puede

<sup>9</sup>Dado que el salario mensual y el número de horas por trabajar se seleccionan de forma simultánea, utilizar la primera incurriría en un problema de simultaneidad, por esta razón, se utiliza el salario promedio por hora

<sup>10</sup>Se realiza esta agrupación ya que las otras etnias son un porcentaje muy pequeño de la población, además de que el

observar que el signo de los coeficientes es el esperado en ambos grupos y que todas las variables son estadísticamente significativa a un nivel de confianza del 99 %. Para el grupo 1, un año adicional de educación incrementa el salario por hora en 6.8 % aproximadamente, mientras que para el grupo 2 este se incrementa en 8.8 %, un punto porcentual más.

Tabla 7: Ecuación de salarios por grupo de etnias en Cali

| Variable                          | Grupo 1       |                | Grupo 2       |                |
|-----------------------------------|---------------|----------------|---------------|----------------|
|                                   | Coefficiente  | Error Estándar | Coefficiente  | Error Estándar |
| Constante                         | 8.575473***   | 0.0066323      | 8.563026***   | 0.0031227      |
| Años de Educación                 | 0.0681392***  | 0.000234       | 0.0887338***  | 0.0001442      |
| Experiencia potencial             | 0.0269555***  | 0.0002275      | 0.0155001***  | 0.0001256      |
| Experiencia potencial al cuadrado | -0.0003707*** | 0.00000421     | -0.0000555*** | 0.00000235     |
| Lambda                            | -0.2306026*** | 0.0039865      | -0.28299***   | 0.0018631      |

Fuente: elaboración propia \*\*\* Rechaza la hipótesis nula al 99 %

Ahora bien, como se ha explicado en las secciones anteriores es importante analizar los resultados agregando efectos fijos por conglomerado de comunas. La razón de incluirlas en la ecuación de selección es bajo el supuesto de que, dependiendo de donde viva el individuo, este participará en el mercado laboral; además, dicho efecto también debería verse reflejado en la brecha salarial para recoger, junto con la ponderación por número de individuos afrodescendientes en cada comuna, el efecto de la ubicación sobre el salario. Dichos efectos fijos, agregados en la ecuación de selección, son significativas al 99 % de confianza. La tabla 8 ilustra dichos resultados. El objetivo de este trabajo es analizar la situación de discriminación de los afrodescendientes. Sin embargo, se realizaron las estimaciones frente a las demás etnias, que se presentan en los anexos, pero los resultados no fueron estadísticamente significativos ya que no pasan el test de ecuaciones independientes excepto para los afrodescendientes y los blancos.



Tabla 8: Ecuación de salarios por etnia en Cali con dummies por conglomerado de comuna

| Variable                          | Grupo 1       |                | Grupo 2       |                |
|-----------------------------------|---------------|----------------|---------------|----------------|
|                                   | Coefficiente  | Error Estándar | Coefficiente  | Error Estándar |
| Constante                         | 8.517276***   | 0.006217       | 8.557609***   | 0.0031287      |
| Años de Educación                 | 0.0686108***  | 0.000234       | 0.0888202***  | 0.0001443      |
| Experiencia potencial             | 0.0275251***  | 0.0002268      | 0.0155136***  | 0.0001256      |
| Experiencia potencial al cuadrado | -0.00038***   | 0.00000420     | -0.0000559*** | 0.00000235     |
| Lambda                            | -0.1890459*** | 0.0036307      | -0.2790197*** | 0.0018709      |

Fuente: elaboración propia \*\*\* Rechaza la hipótesis nula al 99 %

Al calcular la brecha salarial agregando los efectos fijos por conglomerado de comunas sin la ponderación se tiene que ésta es del 32 %, donde 7 puntos porcentuales es asociada a la parte explicada y los restantes 25 puntos porcentuales representan la parte no explicada. La tabla 9 ilustra estos resultados.

Tabla 9: Brecha salarial sin ponderación con efectos fijos por grupo de comuna

| Variación explicada | Variación no explicada |
|---------------------|------------------------|
| 7.0281 %            | 24.4602 %              |

Fuente: elaboración propia

Ahora bien, la tabla 10 muestra la variación explicada y no explicada por el modelo de la brecha salarial cuando se pondera la regresión por el número de individuos que se autoreconocen afrodescendientes y adicionando los efectos fijos de conglomerados de comuna. Ésta es de alrededor de 24,2 %, casi 8 puntos porcentuales menos que la estimación sin las ponderación. Dicha tabla muestra que aproximadamente 4,2 puntos porcentuales de la brecha salarial es explicada, tres puntos menos que en el anterior ejercicio, mientras que los restantes 20 puntos

porcentuales no son explicadas por las características observables de los individuos.

*Tabla 10: Brecha salarial con ponderación y con efectos fijos por grupo de comuna*

| <b>Variación explicada</b> | <b>Variación no explicada</b> |
|----------------------------|-------------------------------|
| 4.2032 %                   | 20.0005 %                     |

Fuente: elaboración propia

La parte no explicada de la brecha salarial, sin tener en cuenta las ponderaciones y los efectos fijos por comuna, es alrededor de 5 puntos porcentuales menor que teniéndolos en cuenta. Estos resultados van de la mano con los resultados obtenidos por Black et al. (2013) pues el no incluir los efectos fijos subestima la brecha salarial. La tabla 11 ilustra lo anterior<sup>11</sup>.

*Tabla 11: Brecha salarial sin ponderación y sin efectos fijos de grupo de comuna*

| <b>Variación explicada</b> | <b>Variación no explicada</b> |
|----------------------------|-------------------------------|
| 7.0281 %                   | 18.6508 %                     |

Fuente: elaboración propia

Ahora bien, para mostrar que estos resultados son robustos a la agrupación de las comunas las tablas 12 y la 13 muestran la comparación de la brecha calculada con la agrupación propuesta y sin agrupación. De estos cálculos se puede inferir que el cálculo realizado de la brecha no es muy sensible a la agrupación.

<sup>11</sup>Se estimó también la brecha con dummies por comuna y los resultados no difieren mucho. Sin embargo, en la ecuación de selección hay variables de comuna que no resultan significativas, por esta razón se presentan los resultados de la agrupación. Las tablas 12 y la 13 ilustran esta comparación como medida de robustez.

Tabla 12: Comparación del cálculo de la Brecha salarial sin ponderación

| Variación    | Agrupación       |                |
|--------------|------------------|----------------|
|              | Por conglomerado | Sin Agrupación |
| Explicada    | 7.0281 %         | 7.0281 %       |
| No Explicada | 24.4602 %        | 25.0489 %      |

Fuente: elaboración propia

Tabla 13: Comparación del cálculo de la Brecha salarial con ponderación

| Variación    | Agrupación       |                |
|--------------|------------------|----------------|
|              | Por conglomerado | Sin Agrupación |
| Explicada    | 4.2032 %         | 4.2032 %       |
| No Explicada | 20.0005 %        | 19.5733 %      |

Fuente: elaboración propia

Si bien en las estimaciones anteriores las variables para corregir el sesgo de selección por participación laboral son las mismas para ambos grupos, no necesariamente esto debe ser cierto. En otras palabras, puede que existan otras variables que afecten la participación laboral para las diferentes etnias. En este sentido, se propone controlar por dos variables adicionales la ecuación de participación para los individuos afrodescendientes. La primera es una variable que recoge las migraciones, en la cual se indaga por el lugar de residencia 5 años antes de la fecha de entrevista; y la segunda es una variable que recoge explícitamente la discriminación. En esta pregunta se investiga si el individuo se ha sentido discriminado en el último año previo a la consulta. Así pues, se estima la brecha salarial adicionando estas variables. La tabla 14 expone estos resultados<sup>12, 13</sup>

<sup>12</sup>En esta estimación los dos grupos están conformados solo por los individuos afrodescendientes y los individuos blancos

<sup>13</sup>Aquí también se incluyeron los efectos fijos por conglomerados de comuna

Tabla 14: Brecha salarial controlando por migraciones y percepción de discriminación

| Variación explicada | Variación no explicada |
|---------------------|------------------------|
| 9.2476 %            | 34.3179 %              |

Fuente: elaboración propia

Los resultados de la estimación anterior muestran que, al adicionar estas dos variables, la brecha entre blancos y afrodescendientes se incrementa al 43 %, siendo nueve puntos porcentuales los correspondientes a las diferencias en características productivas y los 34 puntos restantes a la variación no explicada.

## VI COMENTARIOS FINALES

El objetivo principal de este trabajo consistió en estimar la brecha salarial entre razas en la ciudad de Cali tomando los datos de la encuesta de empleo y calidad de vida. La aproximación que se realizó en este documento fue a través de una descomposición paramétrica siguiendo el método de Oaxaca-Blinder ponderando por el número de individuos afrodescendientes en cada comuna con el fin de realizar una corrección estadística dada la desagregación de la muestra. Además, se incluyen efectos fijos por conglomerado de comuna para reconocer el rol que tiene la ubicación en la brecha.

Los resultados muestran que los individuos que se autoreconocen como afrodescendientes tienen un menor salario mensual promedio que los demás individuos. Además, las personas que viven en las comunas del conglomerado oriente tienen, en promedio, un menor salario mensual, lo mismo ocurre con los años de educación y la experiencia potencial. En términos de composición étnica, este mismo conglomerado de comunas tiene la mayor concentración de personas que se autoreconocieron como afrodescendientes.

En orden de estimar la brecha salarial, se realizó la descomposición de Oaxaca-Blinder. Los

resultados de ésta estimación indican que, por un lado, para los individuos afrodescendiente un año adicional de educación genera un incremento en el salario por hora en un 6.7%, un punto porcentual menos que aquellos individuos que no se autoreconocieron en ésta etnia; por el otro, la estimación ponderada y con efectos fijos de conglomerado de comuna, muestra que la variación no explicada de la brecha es de un 16%, aproximadamente 2 puntos porcentuales menos que la estimación sin la ponderación.

Sin embargo, los resultados de la estimación con conglomerados de comuna sin ponderación, muestran una brecha salarial del 32%, alrededor de siete puntos porcentuales más que sin dichos efectos fijos, mostrando una parte no explicada de casi 25%, nueve puntos porcentuales más que con ellos. Estos resultados van de la mano con lo que encontró Black et al. (2013) ya que el no incluir los efectos fijos por ubicación *se subestima la brecha salarial* por raza. Ahora bien, ésta brecha es similar a lo encontrado por este mismo autor para Estados Unidos, pues encontró que la brecha salarial entre afrodescendientes y blancos está alrededor del 23% y 30%. A nivel de sexo, Mora y Caicedo (2013) encuentra que la brecha salarial entre hombres y mujeres en Cali es del alrededor del 26% calculo similar al aquí encontrado.

Por otro lado, al controlar la ecuación de participación de los individuos afrodescendientes con variables que recojan las migraciones y la percepción de la discriminación, la brecha se aumenta a un 43%, siendo la parte explicada nueve puntos porcentuales, dos más que en todas las otras estimaciones, y la parte no explicada de 34 puntos, casi el doble que las otras estimaciones y claramente muy por encima de lo encontrado por Black et al. (2013).

Estos resultados indican que, la no inclusión de los efectos fijo por conglomerado de comuna subestima la brecha salarial entre individuos afrodescendientes y blancos y que, además, al controlar por variables que recogen las migraciones y la discriminación, la brecha salarial se aumenta.

## VI REFERENCIAS

- Abadía, L. K. (2005). Discriminación salarial por sexo en Colombia: un análisis desde la discriminación estadística. Technical report, UNIVERSIDAD JAVERIANA-BOGOTÁ.
- Aigner, D. J. y Cain, G. G. (1977). Statistical theories of discrimination in labor markets. *Industrial and Labor relations review*, 30(2):175–187.
- Arrow, K. J. (1972). *Some Mathematical Models of Race in the Labor Market*. MA: D. C. Heath.
- Arrow, K. J. (1973). *The Theory of Discrimination*. Princeton University Press.
- Baquero, J. (2001). Estimación de la discriminación salarial por género para los trabajadores asalariados urbanos de Colombia (1984-1999). Technical report, UNIVERSIDAD DEL ROSARIO-FACULTAD DE ECONOMÍA.
- Becker, G. S. (1964). *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*. London.
- Berges, M. y Di Paola, R. (2000). Sesgo de selección y estimación de la brecha por género para la ciudad de Mar del Plata. *Anales de la xxxv reunión de la Asociación de Economía Política*, 1.
- Bernat, L. (2005). Análisis de género de las diferencias salariales en las siete principales áreas metropolitanas colombianas: ¿evidencia de discriminación? *PNUD: Bogotá*.
- Bernat, L. (2007). Quiénes son las mujeres discriminadas?: Enfoque distributivo de las diferencias salariales por género. Borradores de Economía y Finanzas 13, Universidad Icesi.
- Bernat, L. y Velez, J. (2008). Los hombres al trabajo y las mujeres a la casa: es la segregación ocupacional otra explicación razonable de las diferencias salariales por sexo en Cali? Borradores de Economía y Finanzas 18, Universidad Icesi.

- Black, D., Kolesnikova, N., Sanders, S., y Taylor, L. J. (2013). The role of location in evaluating racial wage disparity. *IZA Journal of Labor Economics*, 2(1):1–18.
- Black, D., Kolesnikova, N., y Taylor, L. (2009). Earnings functions when wages and prices vary by location. *Journal of Labor Economics*, 27(1):21–47.
- Duncan, G. J. y Hoffman, S. (1979). On-the-job training and earnings differences by race and sex. *The Review of Economics and Statistics*, 61(4):594–603.
- Fernández, M. d. P. (2006). Determinantes del diferencial salarial por género en Colombia, 1997-2003. *Desarrollo y sociedad*, 166(58):165–208.
- Galvis, L. (2010). Diferenciales salariales por género y región en Colombia: una aproximación con regresión por cuantiles. *Revista de Economía del Rosario*, 13.
- Haurin, D. R. (1980). The regional distribution of population, migration, and climate. *The Quarterly Journal of Economics*, 95(2):293–308.
- Heckman, J. J. (1979). Sample selection bias as a specification error. *Econometrica: Journal of the econometric society*, pages 153–161.
- Heckman, J. J., Lochner, L. J., y Todd, P. E. (2006). Earnings functions, rates of return and treatment effects: The mincer equation and beyond. *Handbook of the Economics of Education*, 1:307–458.
- Heckman, J. J., Lyons, T. M., y Todd, P. E. (2000). Understanding black-white wage differentials, 1960-1990. *The American Economic Review*, 90(2):344–349.
- Johansson, M., Katz, K., y Nyman, H. (2005). Wage differentials and gender discrimination changes in Sweden 1981–98. *Acta Sociologica*, 48(4):341–364.
- Johnson, W. R. (1978). Racial wage discrimination and industrial structure. *The Bell Journal of Economics*, pages 70–81.

- McCall, J. J. (1972). The simple mathematics of information, job search, and prejudice. *Racial discrimination in Economic Life*, Lexington Books, pages 205–224.
- Mincer, J. A. (1974). Schooling and earnings. In *Schooling, experience, and earnings*, pages 41–63. Columbia University Press.
- Mininterior (2012). Segundo informe: Discriminación laboral en cali. Technical Report 2, Ministerio del Interior.
- Mora, J. y Caicedo, C. (2013). *Igualdad salarial entre hombres y mujeres en cali? De la legislación a la realidad*. Departamento para la prosperidad social.
- Oaxaca, R. (1973). Male-female wage differentials in urban labor markets. *International economic review*, 14(3):693–709.
- Paz, J. (1998). Brecha de ingresos entre géneros (comparación entre el gran buenos aires y el noroeste argentino). In *Annual Meeting of the Asociación Argentina de Economía Política, Mendoza Argentina*. Available at: [http://www.aaep.org.ar/espa/anales/pdf\\_98/paz.pdf](http://www.aaep.org.ar/espa/anales/pdf_98/paz.pdf).
- Phelps, E. S. (1972). The statistical theory of racism and sexism. *The American Economic Review*, 62(4):659–661.
- Reimers, C. W. (1983). Labor market discrimination against hispanic and black men. *The review of economics and statistics*, 65(4):570–579.
- Roback, J. (1982). Wages, rents, and the quality of life. *The Journal of Political Economy*, 90(6):1257–1278.
- Smith, J. P. y Welch, F. R. (1989). Black economic progress after myrdal. *Journal of Economic Literature*, 27(2):519–564.
- Tenjo, J. (1993). 1976-1989: cambios en diferenciales salariales entre hombres y mujeres. *Planeación y Desarrollo*, 24:103–116.



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*. CEDE, Centro de Estudios sobre Desarrollo Económico, Facultad de Economía, Universidad de los Andes.

APÉNDICE

Tabla 15: Promedios de Salarios por hora, años de educación y experiencia por comuna

| <i>Comuna</i> | <i>Salario por hora</i> | <i>Años de Educación</i> | <i>Experiencia</i> |
|---------------|-------------------------|--------------------------|--------------------|
| 1             | \$ 15,146.9             | 7.34                     | 22.02              |
| 2             | \$ 38,412.32            | 11.85                    | 25.54              |
| 3             | \$ 14,859.54            | 8.26                     | 27.15              |
| 4             | \$ 20,391.73            | 8.83                     | 25.75              |
| 5             | \$ 19,348.75            | 9.92                     | 23.61              |
| 6             | \$ 15,085.74            | 8.24                     | 22.82              |
| 7             | \$ 15,108.25            | 8.11                     | 23.15              |
| 8             | \$ 20,406.06            | 9.08                     | 25.22              |
| 9             | \$ 16,410.8             | 8.73                     | 27.08              |
| 10            | \$ 23,242.12            | 9.05                     | 27.25              |
| 11            | \$ 21,154.62            | 8.29                     | 26.36              |
| 12            | \$ 16,067.74            | 7.91                     | 25.08              |
| 13            | \$ 13,530.58            | 7.48                     | 21.19              |
| 14            | \$ 13,089.85            | 6.96                     | 21.84              |
| 15            | \$ 13,076.4             | 7.49                     | 20.57              |
| 16            | \$ 16,799.57            | 7.82                     | 23.65              |
| 17            | \$ 42,061.95            | 12.11                    | 23.04              |
| 18            | \$ 15,751.26            | 8.74                     | 23.93              |
| 19            | \$ 39,354.38            | 11.99                    | 25.81              |
| 20            | \$ 13,635.45            | 6.72                     | 22.60              |
| 21            | \$ 13,164.2             | 7.28                     | 20.48              |
| 22            | \$ 49,261.91            | 13.05                    | 22.18              |

Fuente: elaboración propia

Tabla 16: Distribución étnica en Cali por comuna

| Comuna | Etnia    |              |        |            |                   |                           |                       |
|--------|----------|--------------|--------|------------|-------------------|---------------------------|-----------------------|
|        | Indígena | ROM o Gitano | Raizal | Palenquero | Afrodescendientes | Ninguna de las anteriores | No sabe / No responde |
| 1      | 13.51 %  | 0.27 %       | 2.77 % | 0.00 %     | 18.34 %           | 49.11 %                   | 16.01 %               |
| 2      | 4.46 %   | 0.33 %       | 3.22 % | 0.07 %     | 13.52 %           | 61.81 %                   | 16.60 %               |
| 3      | 8.58 %   | 2.06 %       | 5.49 % | 0.69 %     | 17.39 %           | 49.66 %                   | 16.13 %               |
| 4      | 9.05 %   | 0.16 %       | 2.05 % | 0.24 %     | 16.21 %           | 60.03 %                   | 12.27 %               |
| 5      | 5.43 %   | 0.17 %       | 1.21 % | 0.00 %     | 17.24 %           | 62.24 %                   | 13.70 %               |
| 6      | 5.08 %   | 1.02 %       | 2.01 % | 0.16 %     | 18.03 %           | 63.29 %                   | 10.41 %               |
| 7      | 5.08 %   | 0.00 %       | 3.60 % | 0.00 %     | 36.39 %           | 42.05 %                   | 12.87 %               |
| 8      | 7.82 %   | 0.18 %       | 1.24 % | 0.00 %     | 18.71 %           | 61.88 %                   | 10.18 %               |
| 9      | 5.84 %   | 0.10 %       | 3.12 % | 0.00 %     | 22.33 %           | 53.62 %                   | 14.99 %               |
| 10     | 6.66 %   | 0.09 %       | 1.39 % | 0.00 %     | 17.11 %           | 60.13 %                   | 14.61 %               |
| 11     | 6.45 %   | 0.27 %       | 1.97 % | 0.05 %     | 23.47 %           | 55.84 %                   | 11.94 %               |
| 12     | 4.49 %   | 0.31 %       | 2.45 % | 0.20 %     | 17.47 %           | 58.32 %                   | 16.76 %               |
| 13     | 5.26 %   | 0.54 %       | 1.82 % | 0.83 %     | 31.63 %           | 44.89 %                   | 15.02 %               |
| 14     | 9.16 %   | 0.10 %       | 1.74 % | 0.00 %     | 35.56 %           | 38.84 %                   | 14.59 %               |
| 15     | 7.51 %   | 1.14 %       | 2.12 % | 0.21 %     | 42.18 %           | 32.80 %                   | 14.04 %               |
| 16     | 3.94 %   | 0.64 %       | 2.74 % | 0.16 %     | 28.60 %           | 43.68 %                   | 20.03 %               |
| 17     | 4.19 %   | 0.19 %       | 1.68 % | 0.00 %     | 17.46 %           | 57.73 %                   | 18.75 %               |
| 18     | 11.06 %  | 0.08 %       | 0.50 % | 0.00 %     | 14.36 %           | 56.93 %                   | 17.08 %               |
| 19     | 6.67 %   | 1.53 %       | 3.48 % | 0.07 %     | 11.29 %           | 63.28 %                   | 13.38 %               |
| 20     | 9.96 %   | 0.80 %       | 0.70 % | 0.00 %     | 20.32 %           | 55.68 %                   | 12.55 %               |
| 21     | 7.90 %   | 0.32 %       | 5.32 % | 0.00 %     | 29.19 %           | 34.03 %                   | 23.22 %               |
| 22     | 3.54 %   | 0.00 %       | 0.96 % | 0.00 %     | 15.11 %           | 56.59 %                   | 23.80 %               |

Fuente: elaboración propia

Tabla 17: Ecuación de salarios para etnia=Indígenas

| <b>Ecuación de Salarios</b>        |                     |                       |
|------------------------------------|---------------------|-----------------------|
| <b>Variable</b>                    | <b>Coefficiente</b> | <b>Error Estándar</b> |
| Años de Educación                  | 0.0741193***        | 0.0085026             |
| Experiencia Potencial              | 0.0128639*          | 0.0073171             |
| Experiencia Potencial al Cuadrado  | -0.0000854          | 0.0001332             |
| Constante                          | 8.774988***         | 0.2333544             |
| <b>Ecuación de Selección</b>       |                     |                       |
| Edad                               | -0.0137375***       | 0.0023919             |
| Estrato                            | -0.0942721          | 0.1586934             |
| Jefe de Hogar                      | 0.5845136***        | 0.1035797             |
| Casado                             | 0.105277*           | 0.1041654             |
| Niños menores a 6 años             | 0.0815686           | 0.0610944             |
| Sexo                               | 0.4281436***        | 0.0819074             |
| Constante                          | -0.3935646**        | 0.1823072             |
| <b>Estadísticos</b>                |                     |                       |
| N                                  |                     | 1289                  |
| Chi2                               |                     | 79.43                 |
| Log Likelihood                     |                     | -1024.114             |
| P-valor de prueba de independencia |                     | 0.0958                |

Fuente: elaboración propia. \* p<0.10, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01

Tabla 18: Ecuación de salarios para etnia=ROM-Gitano

| <b>Ecuación de Salarios</b>        |                     |                       |
|------------------------------------|---------------------|-----------------------|
| <b>Variable</b>                    | <b>Coefficiente</b> | <b>Error Estándar</b> |
| Años de Educación                  | 0.1516265***        | 0.0461796             |
| Experiencia Potencial              | 0.2422606***        | 0.0664354             |
| Experiencia Potencial al Cuadrado  | -0.0039948***       | 0.0012814             |
| Constante                          | 6.211026***         | 1.214835              |
| <b>Ecuación de Selección</b>       |                     |                       |
| Edad                               | -0.0298995***       | 0.01095171            |
| Estrato                            | -0.8821992**        | 0.4343741             |
| Jefe de Hogar                      | 0.6190714           | 0.4314243             |
| Casado                             | -0.2636756          | 0.4447768             |
| Niños menores a 6 años             | -0.0220062          | 0.271347              |
| Sexo                               | 0.4614359***        | 0.337356              |
| Constante                          | 0.8488449           | 0.6373877             |
| <b>Estadísticos</b>                |                     |                       |
| N                                  |                     | 102                   |
| Chi2                               |                     | 16.35                 |
| Log Likelihood                     |                     | -78.49044             |
| P-valor de prueba de independencia |                     | 0.3806                |

Fuente: elaboración propia. \* p<0.10, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01

Tabla 19: Ecuación de salarios para etnia=Raizal

| <b>Ecuación de Salarios</b>        |                     |                       |
|------------------------------------|---------------------|-----------------------|
| <b>Variable</b>                    | <b>Coefficiente</b> | <b>Error Estándar</b> |
| Años de Educación                  | 0.0820986***        | 0.0152851             |
| Experiencia Potencial              | 0.0230692*          | 0.0138596             |
| Experiencia Potencial al Cuadrado  | -0.0003582          | 0.0002703             |
| Constante                          | .91996***           | 0.4038442             |
| <b>Ecuación de Selección</b>       |                     |                       |
| Edad                               | -0.0091987**        | 0.0043172             |
| Estrato                            | 0.4514697**         | 0.2279197             |
| Jefe de Hogar                      | 0.588386***         | 0.2051731             |
| Casado                             | 0.0317728           | 0.1913304             |
| Niños menores a 6 años             | 0.0877407           | 0.1197027             |
| Sexo                               | 0.2977447**         | 0.1414296             |
| Constante                          | -0.9927115***       | 0.2692999             |
| <b>Estadísticos</b>                |                     |                       |
| N                                  |                     | 414                   |
| Chi2                               |                     | 33.45                 |
| Log Likelihood                     |                     | -317.8727             |
| P-valor de prueba de independencia |                     | 0.1546                |

Fuente: elaboración propia. \* p<0.10, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01

Tabla 20: Ecuación de salarios para Cali

| <b>Ecuación de Salarios</b>        |                   |                       |
|------------------------------------|-------------------|-----------------------|
| <b>Variable</b>                    | <b>Coficiente</b> | <b>Error Estándar</b> |
| Años de Educación                  | 0.0944128***      | 0.0027992             |
| Experiencia Potencial              | 0.019008***       | 0.0022087             |
| Experiencia Potencial al Cuadrado  | -0.0001136***     | 0.0000424             |
| Constante                          | 8.524994***       | .0716518              |
| <b>Ecuación de Selección</b>       |                   |                       |
| Edad                               | -0.0142605***     | 0.0005683             |
| Estrato                            | -0.1599532***     | 0.0426182             |
| Jefe de Hogar                      | 0.6651803***      | 0.0302263             |
| Casado                             | 0.1725166***      | 0.0277867             |
| Niños menores a 6 años             | 0.1332458***      | 0.0164493             |
| Sexo                               | 0.416599***       | 0.0226319             |
| Constante                          | -0.4338905***     | 0.0483359             |
| <b>Estadísticos</b>                |                   |                       |
| N                                  | 18843             |                       |
| Chi2                               | 1207.82           |                       |
| Log Likelihood                     | -5701932          |                       |
| P-valor de prueba de independencia | 0                 |                       |

Fuente: elaboración propia. \* p<0.10, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01

Tabla 21: Ecuación de salarios por etnia=Afrodescendientes

| Ecuación de Salarios               |               |                |
|------------------------------------|---------------|----------------|
| Variable                           | Coficiente    | Error Estándar |
| Años de Educación                  | 0.0679716***  | 0.0002348      |
| Experiencia Potencial              | 0.0279675***  | 0.0002277      |
| Experiencia Potencial al Cuadrado  | -0.0003964*** | 0.00000422     |
| Constante                          | 8.568093***   | 0.0066634      |
| Ecuación de Selección              |               |                |
| Edad                               | -0.0063371*** | 0.0000673      |
| Estrato                            | -0.1964***    | 0.0050355      |
| Jefe de Hogar                      | 0.6858512***  | 0.0027863      |
| Casado                             | 0.1808009***  | 0.0031277      |
| Niños menores a 6 años             | 0.0791974***  | 0.0014462      |
| Sexo                               | 0.4281355***  | 0.002133       |
| Constante                          | -0.6131706*** | 0.0055698      |
| Estadísticos                       |               |                |
| N                                  | 4227          |                |
| Chi2                               | 93541.45      |                |
| Log Likelihood                     | -1482785      |                |
| P-valor de prueba de independencia | 0             |                |

Fuente: elaboración propia. \* p<0.10, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01



Tabla 22: Ecuación de salarios por etnia=No Afrodescendientes

| Ecuación de Salarios               |               |                |
|------------------------------------|---------------|----------------|
| Variable                           | Coficiente    | Error Estándar |
| Años de Educación                  | 0.0887338***  | 0.0001442      |
| Experiencia Potencial              | 0.0155001***  | 0.0001256      |
| Experiencia Potencial al Cuadrado  | -0.0000555*** | 0.00000235     |
| Constante                          | 8.563026***   | 0.0031227      |
| Ecuación de Selección              |               |                |
| Edad                               | -0.0129513*** | 0.0000395      |
| Estrato                            | -0.1341935*** | 0.0022231      |
| Jefe de Hogar                      | 0.6678647***  | 0.0016494      |
| Casado                             | 0.1527577***  | 0.0016389      |
| Niños menores a 6 años             | 0.1562515***  | 0.0009521      |
| Sexo                               | 0.4675524***  | 0.0012766      |
| Constante                          | -0.4511797*** | 0.0026506      |
| Estadísticos                       |               |                |
| N                                  | 14593         |                |
| Chi2                               | 385587.30     |                |
| Log Likelihood                     | -4100304      |                |
| P-valor de prueba de independencia | 0             |                |

Fuente: elaboración propia. \* p<0.10, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01

Tabla 23: Ecuación de salarios por etnia=Afrodescendientes con dummies de conglomerado de comuna

| Ecuación de Salarios               |               |                |
|------------------------------------|---------------|----------------|
| Variable                           | Coefficiente  | Error Estándar |
| Años de Educación                  | 0.0686108***  | 0.000234       |
| Experiencia Potencial              | 0.0275251***  | 0.0002268      |
| Experiencia Potencial al Cuadrado  | -0.00038***   | 0.00000420     |
| Constante                          | 8.517276***   | 0.006217       |
| Ecuación de Selección              |               |                |
| Edad                               | -0.0059076*** | 0.0000673      |
| Estrato                            | -0.3305527*** | 0.0091532      |
| Jefe de Hogar                      | 0.6882263***  | 0.0027316      |
| Casado                             | 0.1909135***  | 0.0031347      |
| Niños menores a 6 años             | 0.0835827***  | 0.0014605      |
| Sexo                               | 0.433597***   | 0.0021204      |
| Conglomerado Oriente               | -0.3969102*** | 0.0325462      |
| Conglomerado Centro-Oriente        | -0.5744797*** | 0.0326227      |
| Conglomerado Norte                 | -0.4080635*** | 0.0326053      |
| Ladera                             | -0.4081189*** | 0.0329105      |
| Corredor Norte-Sur                 | -0.6131784*** | 0.0316082      |
| Constante                          | 0.0701599***  | 0.0313302      |
| Estadísticos                       |               |                |
| N                                  | 4250          |                |
| Chi2                               | 95022.37      |                |
| Log Likelihood                     | -1491770      |                |
| P-valor de prueba de independencia | 0             |                |

Fuente: elaboración propia. \* p<0.10, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01

Tabla 24: Ecuación de salarios por etnia=No Afrodescendientes con dummies de conglomerado de comuna

| Ecuación de Salarios               |               |                |
|------------------------------------|---------------|----------------|
| Variable                           | Coefficiente  | Error Estándar |
| Años de Educación                  | 0.0888202***  | 0.0001443      |
| Experiencia Potencial              | 0.0155136***  | 0.0001256      |
| Experiencia Potencial al Cuadrado  | -0.0000559*** | 0.00000235     |
| Constante                          | 8.557609***   | 0.0031287      |
| Ecuación de Selección              |               |                |
| Edad                               | -0.0128884*** | 0.0000396      |
| Estrato                            | -0.1434371*** | 0.0041657      |
| Jefe de Hogar                      | 0.6673927***  | 0.0016493      |
| Casado                             | 0.1515566***  | 0.0016415      |
| Niños menores a 6 años             | 0.1553371***  | 0.0009539      |
| Sexo                               | 0.4682371***  | 0.0012777      |
| Conglomerado Oriente               | -0.1376293*** | 0.0149072      |
| Conglomerado Centro-Oriente        | -0.1899215*** | 0.0149172      |
| Conglomerado Norte                 | -0.1439751*** | 0.0149154      |
| Ladera                             | -0.1866277*** | 0.0150316      |
| Corredor Norte-Sur                 | -0.1684779*** | 0.0144193      |
| Constante                          | -0.2895733*** | 0.0144158      |
| Estadísticos                       |               |                |
| N                                  | 14593         |                |
| Chi2                               | 385438.65     |                |
| Log Likelihood                     | -4099624      |                |
| P-valor de prueba de independencia | 0             |                |

Fuente: elaboración propia. \* p<0.10, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01

Tabla 25: Prueba de diferencia de medias para el conglomerado de comunas

| <b>Comuna</b>               | <b>Variable</b> | <b>Estadístico t</b> |
|-----------------------------|-----------------|----------------------|
| Conglomerado Oriente        | Salarios        | 11.7188***           |
|                             | Educación       | 26.5848***           |
| Conglomerado Centro-Oriente | Salarios        | 3.8328***            |
|                             | Educación       | 6.7195***            |
| Conglomerado Norte          | Salarios        | 3.4163***            |
|                             | Educación       | -0.0477              |
| Ladera                      | Salarios        | 5.3654***            |
|                             | Educación       | 13.0378***           |
| Corredor Norte-Sur          | Salarios        | -26.1191***          |
|                             | Educación       | -47.9112***          |

Fuente: elaboración propia. \*\*\*Rechaza la hipótesis nula de medias iguales al 0.01

Tabla 26: Prueba de diferencia de medias para la etnia

| <b>Variable</b> | <b>Estadístico t</b> |
|-----------------|----------------------|
| Salarios        | 5.5468***            |
| Educación       | 8.8581***            |

Fuente: elaboración propia. \*\*\*Rechaza la hipótesis nula de medias iguales al 0.01