



UNIVERSIDAD
PABLO DE
OLAVIDE
SEVILLA



REVISTA DE MÉTODOS CUANTITATIVOS PARA
LA ECONOMÍA Y LA EMPRESA (18). Páginas 34–53.
Diciembre de 2014. ISSN: 1886-516X. D.L: SE-2927-06.
URL: <http://www.upo.es/RevMetCuant/art.php?id=95>

Brechas salariales por etnia y ubicación geográfica en Santiago de Cali

MORA, JHON JAMES

Departamento de Economía

Universidad Icesi (Colombia)

Correo electrónico: jjmora@icesi.edu.co

ARCILA, ANDRÉS MAURICIO

Departamento de Economía

Universidad Icesi (Colombia)

Correo electrónico: amarcila@icesi.edu.co

RESUMEN

En este artículo se estima 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 de 2013. Con el fin de considerar los efectos de la ubicación geográfica, se incluyeron efectos fijos por conglomerado de comuna en la ecuación de participación laboral; esto implica que en el proceso de censura también influye la localización espacial. Nuestros resultados muestran que, al incluir variables como las migraciones y la percepción de discriminación en la ecuación de selección para los afrodescendientes, la brecha salarial es de un 42%, de los que el 9% está asociado a características explicadas por diferencias en capital humano y el 33% está asociado a discriminación laboral.

Palabras clave: brecha salarial; Oaxaca-Blinder; afrodescendiente; descomposición salarial.

Clasificación JEL: J31; J71; R23.

MSC2010: 62P20; 91B40.

Wage Gap by Geographic Location and Ethnicity in Cali (Colombia)

ABSTRACT

In this article we estimate the wage gap between white people and Afro-American people in Cali by using data from the survey of employment and quality of life of 2013. The estimation is weighted by the number of individuals that recognize themselves as Afro-American as a measure of statistical correction given the disaggregation of the data, and our approach lets us including the spatial location in the censure process. Our results show that including variables such as migrations and discrimination perception in the participation equation for Afro-Americans, the wage gap is about 43%, where 9% is associated to explained characteristics by differences in human capital and 33% remains associated with labor discrimination.

Keywords: wage gap; Oaxaca-Blinder; Afro-descendant; wage decomposition.

JEL classification: J31; J71; R23.

MSC2010: 62P20; 91B40.



1. 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 detonantes de los demás problemas sociales en una ciudad; Cali, durante el 2012 registró tasas trimestrales de desempleo entre el 14% y el 15,7% que se encuentran alrededor de entre 4 y 6 puntos porcentuales por encima del total nacional. Aunado al problema del desempleo, el mercado de trabajo caleño muestra una gran discriminación laboral con respecto al sexo: Bernat y Vélez (2008) encontraron que existe segregación laboral en el mercado laboral caleño. Mora y Caicedo (2013), al igual que Bernat y Vélez (2008), no solo encuentran segregación laboral sino además que la brecha entre hombres y mujeres en Cali fue del 26% para 2012. La ciudad de Cali, al ser la ciudad colombiana con mayor proporción de población afrodescendiente y la segunda de América Latina, después de Salvador Bahía en Brasil, se constituye en un referente de la situación laboral de la población afrodescendiente.

Este artículo discute la existencia de brechas salariales por raza en la ciudad de Cali teniendo en cuenta la alta concentración de las comunidades afrodescendientes en ciertas comunas. Ello permite brindar una explicación teórica al proceso de censura de los datos tras considerar la localización del individuo como un elemento fundamental de la participación laboral. Los datos aquí utilizados fueron tomados de la Encuesta de Empleo y Calidad de Vida para Santiago de Cali (EECV) de 2013. Se encuestaron a 30.458 individuos, que a su vez pertenecían a 8.600 hogares. La encuesta se diseñó de tal forma que fuese representativa para cada una de las 22 comunas de la ciudad de Santiago de Cali. Esta encuesta posee información valiosa concerniente al mercado laboral, a las condiciones de vivienda, a migración, a discriminación y a movilidad, entre otros aspectos.

Este artículo se encuentra dividido de la siguiente forma. En la segunda sección se realiza una revisión de la literatura. La tercera sección plantea el modelo econométrico y el método de estimación. En la cuarta sección se analizan los datos. La quinta sección muestra los resultados de la estimación del modelo y, finalmente, la última sección presenta las conclusiones.

2. REVISIÓN DE LA LITERATURA

En la teoría existe un consenso que divide 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 contra 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 (Becker, 1957). 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.

Ya Smith y Welch (1989) analizan las diferencias salariales entre afroamericanos y blancos entre 1940 y 1980 en los Estados Unidos. Ellos encuentran que las diferencias en los salarios semanales entre estos grupos étnicos disminuyeron desde un 57% en 1940 a un 27% en 1980. Heckman *et al.* (2000) encuentran que las diferentes formas de introducir medidas de calidad en la función de ganancias afectan sustancialmente el impacto estimado de la brecha salarial entre razas. Heckman *et al.* (2000) muestran que corregir por el sesgo de selección afecta la estimación de la brecha.

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; 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 igualitaria y no depende del sexo o la etnia.

Johnson (1978), utilizando datos de la encuesta longitudinal de los Estados Unidos, estima la diferencia entre los salarios por industria. Para esto, mide las diferencias entre los salarios de afroamericanos y blancos que no son debidas a sus características personales. Johnson (1978) encuentra que los gobiernos, las industrias reguladas y las organizaciones sin ánimo de lucro discriminan menos en términos de salario con respecto a 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 y 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 de entre 15 y 64 años de edad. Estimó dos modelos diferentes: el primero tenía como variable dependiente el logaritmo del ingreso mensual y el segundo utilizaba 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, homogeneizados al 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 el 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, utilizando ecuaciones de salario 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 y 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%, mientras que 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 ello 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 cualificado o no cualificado, 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 y 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: que trabajan menos horas.

Para el caso colombiano, Tenjo (1993) plantea que durante la década de los años ochenta del siglo XX los retornos de la educación fueron muchos más bajos para las mujeres que para los hombres. 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 o doméstica. 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. De esta forma, los trabajadores analizados consistían en 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) analiza las diferencias salariales por hora entre hombres y mujeres, utilizando los datos de la 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.

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 (Gran Encuesta Integrada de Hogares) 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.

Cali, Bernat y Vélez (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. Usan 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 son necesarios más estudios para

determinar cómo de importante es la segregación para explicar las diferencias en salarios. Correa (2012) encuentra que existe discriminación laboral en los afrodescendientes en Cali y, en particular, encuentra la existencia de una brecha salarial de un 21% utilizando la GEIH del 2007.

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. 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, encuentran que, si las mujeres tuviesen las mismas características de los hombres, ganarían casi un 1% más.

Cabe observar que los artículos anteriores suponen 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 o productividad, algunos autores empezaron a controlar por la influencia de la ubicación 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) muestra cómo, al *no incluir un control por la ubicación de los individuos, sobreestima* la brecha salarial por raza¹, 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 por ubicación.

3. 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 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 positiva, pero decreciente, con la experiencia. En este orden de ideas, se debe estimar por mínimos cuadrados ordinarios la siguiente ecuación:

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

¹ Black *et al.* (2013) muestran que no necesariamente la brecha se va a sobreestimar, ya que en algunos casos se podría subestimar, como es el caso de lo que ocurre en este artículo. El punto importante consiste en que no incluirlos llevaría a un mal cálculo de la brecha.

donde i indexa al individuo y k indexa la etnia. $\ln(wh_i^k)$ hace referencia al logaritmo del salario por hora, s_i^k son los años de educación, \exp_i^k es la experiencia potencial del individuo y μ_i^k es un término aleatorio de error *iid*. A fin de descomponer la brecha en los componentes anteriormente explicados, se define \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 existen dos etnias, los afrodescendientes (B) y los no afrodescendientes (N), se tendría el siguiente conjunto de ecuaciones:

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

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

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

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

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

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

La brecha salarial se estima a través de

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

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 confirmado 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, debido a que no se tiene información sobre sus salarios existe un sesgo de selección (Gronau 1974, 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 dicotómica 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:²

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

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

El término entre 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. $\varphi(\mathbf{g})$, $\Phi(\mathbf{g})$ hacen referencia a la función de densidad marginal y acumulada respectivamente. Una forma usual de estimar las ecuaciones (7) y (8) consiste en realizar un procedimiento en dos etapas tipo Heckman (1979).

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 doble objetivo de reconocer la decisión de un individuo de participar en el mercado laboral dependiendo de la comuna en la que resida y de reconocer las diferencias en salarios asociadas al lugar de residencia de un individuo como se hace en 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 ubicaciones, 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 acentúa en ciertas comunas más deprimidas.

Sin embargo, si las preferencias de los individuos son homotéticas³, 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 ubicaciones. En otras palabras, el incremento proporcional en el salario que se necesita 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 explican Black *et al.* (2013), una forma de recoger este efecto consiste en

² El procedimiento en dos etapas implica estimar los valores correspondientes a la razón inversa de Mills y luego incorporarlos en la ecuación principal, lo cual produce estimaciones consistentes pero no eficientes a no ser que se corrija la matriz de varianzas y covarianzas.

³ En este contexto, la homoteticidad se refiere a que la elasticidad del ingreso es uno, como lo explican Black *et al.* (2013).

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. 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 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.

4. 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 en asociación con la Alcaldía de Cali, la Cámara de Comercio de Cali, la Universidad Icesi y la Universidad del Valle a finales de 2012 y comienzos de 2013. La encuesta tiene representatividad estadística a nivel de comuna, donde fueron encuestados 8.600 hogares y 30.458 personas. 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 y 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 conglomerados⁴; 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 19⁵. La Tabla 1 muestra las estadísticas promedio de salarios mensuales,

⁴ Cabe resaltar que la ciudad de Santiago de Cali está dividida en 21 comunas.

⁵ La razón de tomar esta clasificación sigue la justificación hecha por el CIDSE en el documento “Cuántos somos, cómo 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 afrodescendiente. El mismo informe también realiza una agrupación con la zona rural la cual no tomamos aquí por su poca representatividad.

años de educación y experiencia.⁶

Se puede observar en la Tabla 1 que las zonas más deprimidas de la ciudad, como la zona oriental y de ladera, son las que tienen el menor salario mensual promedio al igual que los años de educación⁷.

TABLA 1. Promedios de salarios por hora, años de educación y experiencia por conglomerado

<i>Conglomerado</i>	<i>Salario</i>	<i>Años de educación</i>	<i>Experiencia</i>
Oriente	646.139,80 \$	7,44	21,46
Centro oriente	788.539,70 \$	8,36	25,23
Centro norte	822.753,10 \$	8,77	25,06
Ladera	689.947,10 \$	7,67	22,90
Corredor norte-sur	1.735.136,00 \$	11,99	24,76

Fuente: elaboración propia a partir de la Encuesta de Empleo y Calidad de Vida – Cali (2012-2013).

En términos étnicos, alrededor del 7% de la población se autorreconoce como indígena, el 23% se autorreconoce como afrodescendiente mientras que el 53% no se clasifica en ninguna de las otras categorías como se puede observar de la Tabla 2.

TABLA 2. 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 a partir de la Encuesta de Empleo y Calidad de Vida – Cali (2012-2013).

De igual forma, se puede observar que en el conglomerado Oriente, el 35,79% de la población se autorreconoce 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 autorreconoce como indígena, el 17,49% como afrodescendiente y el 53,93% no se clasifica en ninguna de las anteriores⁸. La Tabla 3 muestra esta distribución.

⁶ 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.

⁷ Estos promedios son estadísticamente diferentes a un nivel del 99%.

⁸ Los palenqueros son los pobladores del corregimiento de San Bacilio de Palenque, ubicado en el departamento de Bolívar que nacen como una forma cultural de resistencia anticolonial en los siglos XVII y XVIII, mientras que los Raizales son originarios de las islas de San Andrés, Providencia y Santa

TABLA 3. Distribución étnica en Cali por conglomerado

Conglomerado	Etnia						
	Indígena	ROM o Gitano	Raizal	Palenquero	Afrodescendiente	Ninguna de las anteriores	No sabe / No responde
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%

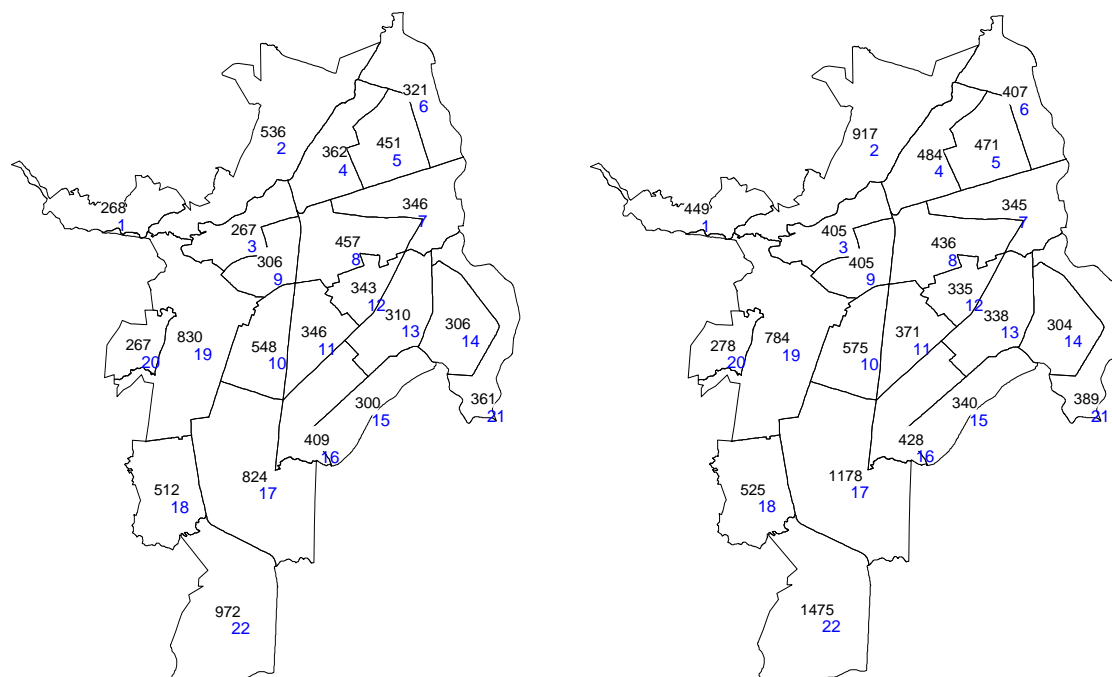
Fuente: elaboración propia a partir de la Encuesta de Empleo y Calidad de Vida – Cali (2012-2013).

Es claro, a partir de los datos anteriores, que el mayor porcentaje de individuos que se autorreconocen 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.

Con respecto al promedio de salarios, años de educación y experiencia por etnia se puede observar que los individuos que se autorreconocen como afrodescendientes tienen, en promedio, un salario menor a todos los otros individuos que se autorreconocen en otras categorías, pese a no tener, en promedio, los menores años de educación⁹.

Grafico 1. Salarios por comunas (cálculos de los autores a partir de EECV 2012-2013)

Salario promedio de afrodescendientes (en dólares) Salario promedio de no-afrodescendientes (en dólares)



Catalina descendientes de mestizos de la unión entre europeos, que en su mayoría eran ingleses, holandeses y españoles, con nativos de estas islas.

⁹ Estos promedios son estadísticamente significativos al 99%.

En el Gráfico 1, el primer valor en cada división geográfica corresponde al salario promedio de la comuna en dólares de 2012 (1 US \$ = 1.926,83 Cop.) mientras que el segundo valor (en color azul) corresponde a cada una de las comunas. Claramente, en todas las comunas los salarios que ganan los trabajadores afrodescendientes son inferiores a los salarios promedio. Esta brecha es mayor en las comunas asociadas a mayores niveles de ingreso, como son la 22 y la 17.

Por otra parte, el grupo que tiene un menor promedio de años de educación son los que se autorreconocen como palenqueros; sin embargo, su salario promedio es ligeramente mayor a los que se autorreconocen como afrodescendientes. Claramente, hay que ser un poco precavidos con esta afirmación, pues los individuos que se autorreconocieron 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 autorreconocen como afrodescendientes frente a las demás razas para identificar en qué cuantía la brecha salarial es explicada por factores observables y no observables.

TABLA 4. Promedios de salarios por hora, años de educación y experiencia por etnia

<i>Etnia</i>	<i>Salario por hora</i>	<i>Años de educación</i>	<i>Experiencia</i>
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 a partir de la Encuesta de Empleo y Calidad de Vida – Cali (2012-2013).

5. RESULTADOS DEL MODELO

En primer lugar, se estimó una ecuación de salarios minceriana para Cali (ecuación 1). La variable dependiente es el logaritmo del salario promedio por hora y las covariables son el número de años de educación, la experiencia potencial y la experiencia potencial al cuadrado. La Tabla 5 muestra las estimaciones para toda la población.

Como se puede ver, los coeficientes tienen los signos esperados y un año adicional de educación implica que el salario por hora se incremente en 9,4 % aproximadamente. La variable lambda hace referencia a la razón inversa de Mills, que recoge el efecto del sesgo de selección por participación laboral. Con respecto a esta última, se incluyeron como covariables 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 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 estrato¹⁰ 3 o un estrato más bajo y una *dummy* de sexo.^{11,12}

TABLA 5. Ecuación de salarios para la población en Cali

Variable	Coefficiente	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 a partir de la Encuesta de Empleo y Calidad de Vida – Cali (2012-2013).
*** Significatividad estadística al 1%.

A continuación se estimó 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 autorreconocieron palenqueros y el segundo agrupa a los demás individuos. Las estimaciones para estos dos grupos se pueden ver en la Tabla 6¹³.

TABLA 6. 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 a partir de la Encuesta de Empleo y Calidad de Vida – Cali (2012-2013).

*** Significatividad estadística al 1%.

Los resultados de la Tabla 6 muestran que todas las variables son estadísticamente significativas a un nivel de confianza del 99% y que el signo de los coeficientes es el esperado para ambos grupos. De esta forma, 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

¹⁰ En Colombia existen 6 tipos de estratos socioeconómicos, donde 1 indica el estrato más pobre y 6 al de mayores ingresos.

¹¹ Se ponderó la regresión por el número de individuos afrodescendientes que existe en cada comuna.

¹² 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.

¹³ Se realiza esta agrupación ya que las otras etnias son un porcentaje muy pequeño de la población, además de que 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.

8,8%, dos puntos porcentuales más.

Ahora bien, es importante analizar los resultados agregando efectos fijos por conglomerado de comuna, ya que dependiendo de la zona en donde viva el individuo determinará su decisión de participar en el mercado laboral. La inclusión de los efectos fijos por comuna en la ecuación de selección recogerá además el efecto de la ubicación sobre el salario.¹⁴

TABLA 7. 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***	0,0000042	-0,0000559***	0,00000235
Lambda	-0,1890459***	0,0036307	-0,2790197***	0,0018709

Fuente: elaboración propia a partir de la Encuesta de Empleo y Calidad de Vida – Cali (2012-2013).

*** Significatividad estadística al 1%.

En la Tabla 7 se puede observar que los resultados son estadísticamente significativos al 99% de confianza y que la inclusión de los efectos fijos reduce el Lambda en mayor proporción para el grupo 1 (afrodescendientes) con respecto al grupo 2 (no afrodescendientes). Ahora bien, cuando se calcula la brecha salarial agregando los efectos fijos por conglomerado de comunas sin la ponderación se tiene que esta es del 32%. De estos, 7 puntos porcentuales están asociados a la parte explicada y los restantes 25 puntos porcentuales representan la parte no explicada como se puede observar de la Tabla 8.

TABLA 8. Brecha salarial sin ponderación con efectos fijos por grupo de comuna

Variación explicada	Variación no explicada
7,0281%	24,4602%

Fuente: elaboración propia a partir de la Encuesta de Empleo y Calidad de Vida – Cali (2012-2013).

Al ponderar la regresión por el número de individuos que se autorreconocen afrodescendientes y se adicionan los efectos fijos de conglomerados de comuna se encuentra que la brecha es de alrededor de un 24,2 %, casi 8 puntos porcentuales menos que la estimación sin la ponderación:

¹⁴ De acuerdo con el segundo informe de discriminación laboral en Cali, adelantado por la dirección de asuntos para comunidades negras, afrocolombianas, raizales y palenqueras del Ministerio del Interior en el 2012 (Mininterior, 2012) algunas comunas agrupan a la mayoría de la población con peores condiciones de vida y un gran porcentaje de la población que vive en estas comunas son afrodescendientes; de hecho, alrededor del 36 % de la población en el conglomerado oriente se autorreconoce como afrodescendientes y el promedio de educación y salario para este conglomerado es el más bajo, según datos de la encuesta de empleo y calidad de vida para Cali.

TABLA 9. Brecha salarial con ponderación y con efectos fijos por grupo de comuna

<i>Variación explicada</i>	<i>Variación no explicada</i>
4,2032%	20,0005%

Fuente: elaboración propia a partir de la Encuesta de Empleo y Calidad de Vida – Cali (2012-2013).

En la Tabla 9 se puede observar que 4,2 puntos porcentuales de la brecha salarial son explicados, tres puntos menos con respecto a no ponderar, mientras que los restantes 20 puntos porcentuales no son explicados por las características observables de los individuos. De esta forma, la parte no explicada de la brecha salarial, sin tener en cuenta las ponderaciones y los efectos fijos por comuna, es alrededor 5 puntos porcentuales menor con respecto a tenerlos en cuenta. Estos resultados van de la mano con los resultados obtenidos por Black *et al.* (2013) ya que no incluir los efectos fijos subestima la brecha salarial como se puede observar de la Tabla 10.

TABLA 10. Brecha salarial sin ponderación y sin efectos fijos de grupo de comuna

<i>Variación explicada</i>	<i>Variación no explicada</i>
7,0281%	18,6508%

Fuente: elaboración propia a partir de la Encuesta de Empleo y Calidad de Vida – Cali (2012-2013).

A continuación se analizó cómo de robustos son los resultados con respecto a la agrupación de las comunas. La Tabla 11 muestra 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.¹⁵

TABLA 11. Comparación del cálculo de la brecha salarial

Variación	<i>Sin ponderación</i>		<i>Con ponderación</i>	
	Agrupación			
	<i>Por conglomerado</i>	<i>Sin agrupación</i>	<i>Por conglomerado</i>	<i>Sin agrupación</i>
<i>Explicada</i>	7,0281%	7,0281%	4,2032%	4,2032%
<i>No explicada</i>	24,4602%	25,0489%	20,0005%	19,5733%

Fuente: elaboración propia a partir de la Encuesta de Empleo y Calidad de Vida – Cali (2012-2013).

Si bien en las estimaciones anteriores se utilizaron las mismas variables para corregir el sesgo de selección por participación laboral en ambos grupos, esto no necesariamente debe ser

¹⁵ Se estimó también la brecha con *dummies* por comuna y los resultados no difieren mucho. Adicionalmente se realizó un contraste tipo Likelihood-ratio test y el resultado fue LR $\chi^2(17) = 25,49$ con un p-valor de 0,0842 por lo cual al 5% el modelo con las 21 comunas no produce sustanciales mejoras en términos de la función de verosimilitud.

cierto. En otras palabras, puede que existan otras variables que afecten la participación laboral para las diferentes etnias. En este sentido, se controló 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 pregunta 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 12 muestra estos resultados^{16, 17}.

TABLA 12. Brecha salarial controlando por migraciones y percepción de discriminación

<i>Variación explicada</i>	<i>Variación no explicada</i>
9,2476%	34,3179%

Fuente: elaboración propia a partir de la Encuesta de Empleo y Calidad de Vida – Cali (2012-2013).

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.

6. CONCLUSIONES

Cali es una ciudad que discrimina laboralmente. Esta discriminación se da tanto a nivel de sexo (Mora y Caicedo, 2012) como de raza. Nosotros estimamos la brecha salarial entre razas, siguiendo el método de Oaxaca-Blinder, para la ciudad de Cali a partir de la información de la Encuesta de Empleo y Calidad de Vida para Cali entre el 2012 y el 2013. Las estimaciones aquí realizadas ponderan 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 espacial sobre la brecha salarial.

Los resultados encontrados muestran que los individuos que se autorreconocen 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 media 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 autorreconocieron como afrodescendientes.

¹⁶ En esta estimación los dos grupos están conformados solo por los individuos afrodescendientes y los individuos blancos.

¹⁷ Aquí también se incluyeron los efectos fijos por conglomerados de comuna.

De igual forma, los resultados muestran que para los individuos afrodescendientes un año adicional de educación genera un incremento en el salario por hora en un 6,8 %, dos puntos porcentuales menos que aquellos individuos que no se autorreconocieron en esta 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 20%, aproximadamente 4 puntos porcentuales menos que la estimación sin la ponderación.

Por su parte, 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 la inclusión de los efectos fijos, mostrando una parte no explicada de casi 25%, seis puntos porcentuales más que con ellos. Estos resultados van de la mano con lo que encontraron Black *et al.* (2013), ya que al no incluir los efectos fijos por ubicación *se subestima la brecha salarial* por raza. Ahora bien, esta brecha es similar a lo encontrado por este mismo autor para Estados Unidos, pues encontró que la brecha salarial entre afrodescendientes y blancos está entre el 23% y el 30%. A nivel de sexo, Mora y Caicedo (2013) encontraron que la brecha salarial entre hombres y mujeres en Cali es de alrededor del 26%, cálculo similar a nuestros resultados.

Finalmente, cuando se controla 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 fijos 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 aumenta.

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). *Informe técnico*, Universidad del Rosario, Facultad de Economía.
- Becker, G.S. (1964) *Human capital: A theoretical and empirical analysis, with special reference to education*. London.

- Becker, G.S. (1957) *The economics of discrimination*. University of Chicago Press.
- 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. y Vélez, 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.
- Correa, J.B. (2012) ¿Existe discriminación étnica racial en Cali? Un análisis a partir de regresión cuantílica. Documento de Trabajo n° 144. Mayo, Universidad del Valle.
- 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.
- Galvis, L. (2010) Diferenciales salariales por género y región en Colombia: una aproximación con regresión por cuantiles. *Revista de Economía del Rosario*, 13.
- Gronau, R. (1974) “Wage comparisons, a selectivity bias”, *Journal of Political Economy*, 82: 1119–1144.
- 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*: 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*: 70–81.
- McCall, J.J. (1972) The simple mathematics of information, job search, and prejudice. *Racial Discrimination in Economic Life*, Lexington Books: 205–224.
- Mincer, J.A. (1974) Schooling and earnings. In *Schooling, experience, and earnings*: 41–63. Columbia University Press.
- Mininterior (2012) Segundo informe: Discriminación laboral en Cali. *Informe técnico 2*, Ministerio del Interior.
- Mora, J.J. y Caicedo, C. (2013) *Igualdad salarial entre hombres y mujeres en Cali? De la legislación realidad*. Departamento para la Prosperidad Social. ISBN: 978-958-97917-9-0

- 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. Disponible en: 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.