

UNIVERSIDAD SAN FRANCISCO DE QUITO USFQ
Colegio de Administración y Economía

**Análisis semiparamétrico de la brecha salarial
de género en el Ecuador**
Proyecto de Investigación

Valeria Alejandra Ayala Jaramillo
Economía

Trabajo de titulación presentado como requisito
para la obtención del título de
Economista

Quito, 15 de mayo de 2017

UNIVERSIDAD SAN FRANCISCO DE QUITO USFQ
COLEGIO DE ADMINISTRACIÓN Y ECONOMÍA

**HOJA DE CALIFICACIÓN
DE TRABAJO DE TITULACIÓN**

**Análisis semiparamétrico de la brecha salarial
de género en el Ecuador**

Valeria Alejandra Ayala Jaramillo

Calificación:

Nombre del profesor, Título académico: Carlos Jiménez, Ph.D.

Firma del profesor:

Quito, 15 de mayo de 2017

Derechos de Autor

Por medio del presente documento certifico que he leído todas las Políticas y Manuales de la Universidad San Francisco de Quito, incluyendo la Política de Propiedad Intelectual USFQ, y estoy de acuerdo con su contenido, por lo que los derechos de propiedad intelectual del presente trabajo quedan sujetos a lo dispuesto en esas Políticas.

Asimismo, autorizo a la USFQ para que realice la digitalización y publicación de este trabajo en el repositorio virtual, de conformidad a lo dispuesto en el Art. 144 de la Ley Orgánica de Educación Superior.

Firma del estudiante:

Nombres y Apellidos: Valeria Alejandra Ayala Jaramillo

Código: 00107784

Cédula de Identidad : 1716497472

Lugar y fecha: Quito, mayo de 2017

AGRADECIMIENTOS

A mis padres Marcelo y Liliana por su incondicional apoyo a lo largo de mi vida y carrera universitaria. A mi hermano Marcelo por ser un ejemplo a seguir y una constante fuente de motivación. A Carlos Jiménez por su guía en la culminación de este proyecto y a mis amigos y profesores que me han acompañado en esta importante etapa de mi vida.

RESUMEN

El presente trabajo analiza la brecha salarial de género en el Ecuador durante los años 2007, 2013 y 2016 a través de una estimación semiparamétrica de la discriminación. Se utiliza una variación del método Tobit III combinado con la descomposición de Oaxaca Blinder, de lo que se concluye que la brecha salarial de género entre 2007 y 2013 se redujo del 10.06% al 3.37%, para volver a subir al 4.09% en 2016. Asimismo, se observa que las diferencias salariales de género en el Ecuador se deben únicamente a la discriminación del mercado laboral en contra de las mujeres.

Palabras Clave: Brecha salarial de género, econometría semiparamétrica, discriminación

ABSTRACT

This paper analyzes the gender wage gap in Ecuador through a semi-parametric estimation of discrimination in the years 2007, 2013 and 2016. A variation of the Tobit III method and the Oaxaca Blinder decomposition are used to conclude that the gender pay gap between 2007 and 2013 was reduced from 10.06 % to 3.37 %, only to be increased to 4.09% in 2016. Likewise, it is found that the gender wage differentials in Ecuador are due only to labor market discrimination towards women.

Keywords: Gender wage gap, semi-parametric econometrics, discrimination

TABLA DE CONTENIDOS

ÍNDICE DE TABLAS		9
ÍNDICE DE FIGURAS		10
1 Introducción		11
2 Revisión de literatura		11
2.1	Diferencias salariales entre hombres y mujeres	11
2.2	Modelo de capital humano	12
2.3	Modelo de la oferta de trabajo	13
2.4	Métodos para el análisis de la brecha salarial	14
2.5	Literatura existente en el Ecuador	16
3 Metodología		17
3.1	Modelo STLS-Tobit III	18
3.2	Descomposición de Oaxaca-Blinder	19
4 Datos y variables seleccionadas para el modelo		22
5 Resultados		25
5.1	Año 2007	25
5.1.1	Modelo STLS-T3T	25
5.1.2	Descomposición Oaxaca-Blinder	28
5.2	Año 2013	30
5.2.1	Modelo STLS-T3T	30
5.2.2	Descomposición Oaxaca-Blinder	32
5.3	Año 2016	34
5.3.1	Modelo STLS-T3T	34
5.3.2	Descomposición Oaxaca-Blinder	36
6 Comparación y conclusiones		38

7 Referencias	40
8 Anexos	43
8.1 Código de R para la ejecución del modelo año 2007	43

ÍNDICE DE TABLAS

1	Estadística descriptiva de las muestras completas	25
2	Estadística descriptiva por grupos	25
3	Modelo de regresión del logaritmo de horas de trabajo- Modelo de selección STLS 2007	26
4	Modelo de regresión del logaritmo del salario- Modelo Tobit 3 con mínimos cuadrados censurados (T3T-STLS) 2007	27
5	Modelo de regresión del logaritmo de horas de trabajo- Modelo de selección STLS 2013	31
6	Modelo de regresión del logaritmo del salario- Modelo Tobit 3 con mínimos cuadrados censurados (T3T-STLS) 2013	32
7	Modelo de regresión del logaritmo de horas de trabajo- Modelo de selección STLS 2016	34
8	Modelo de regresión del logaritmo del salario- Modelo Tobit 3 con mínimos cuadrados censurados (T3T-STLS) 2016	36

ÍNDICE DE FIGURAS

1	Componentes explicado (explained) y no explicado (unexplained) de la descomposición Oaxaca Blinder 2007 de hombres vs. mujeres	29
2	Componentes explicado (explained) y no explicado (unexplained) de la descomposición Oaxaca Blinder 2013 de hombres vs. mujeres	33
3	Componentes explicado (explained) y no explicado (unexplained) de la descomposición Oaxaca Blinder 2016 de hombres vs. mujeres	37

1 Introducción

La desigualdad de género en el campo laboral ha sido un tema ampliamente discutido en América Latina. A pesar de que en las últimas décadas, la participación de las mujeres en el mercado de trabajo de esta región se ha ampliado, todavía se evidencia inequidad y segregación laboral relevantes (Hoffman & Centeno, 2003). Es por esto que, el presente trabajo busca analizar la evolución de la brecha salarial de género 2007, 2013 y 2016 en el Ecuador a través de una estimación semiparamétrica de la discriminación. La metodología utilizada para este estudio es una adaptación de la presentada por Jolliffe (2002).

Una de las motivaciones para este trabajo es que, a pesar de que el análisis empírico de la economía laboral ha sido una técnica ampliamente utilizada desde principios de los años 70 (Van Der Klaauw, 2014), existen escasos estudios en el Ecuador que aborden el tema específico de la discriminación de género. Asimismo, a través de la metodología propuesta se busca proporcionar un aporte con la actualización y generación de resultados más robustos a los existentes sobre el tema como se ampliará más adelante.

2 Revisión de literatura

2.1 Diferencias salariales entre hombres y mujeres

Se ha tratado de explicar las diferencias salariales entre hombres y mujeres desde distintas perspectivas. Las principales causas discutidas para estas diferencias son la acumulación y depreciación del capital humano, la segregación del mercado laboral y la discriminación de los empleadores.

La acumulación del capital humano se entiende por las características y habilidades laborales que un individuo acumula a lo largo de su vida. Se considera como capital humano la educación, experiencia laboral y otras características que puedan ser relevantes para un empleador a la hora de contratar y fijar el salario de un individuo (Dupuy, Fouarge & Buligescu, 2009). Las mujeres generalmente interrumpen su vida laboral debido a las responsabilidades familiares como el cuidado infantil y el embarazo. Esto lleva a que tengan una menor experiencia

en el trabajo y por ende una menor remuneración (Kunze, 2008). Además, estas interrupciones causan que las habilidades que estas mujeres habían adquirido anteriormente, se deprecien en un mercado laboral cambiante, lo que puede llevar a un menor salario (Paull; Fouarge & Muffels citado en Dupuy, Fouarge & Buligescu, 2009).

La segregación del mercado laboral está estrechamente relacionada con la acumulación del capital humano y se entiende por la especialización de hombres y mujeres en diferentes campos profesionales. Esto quiere decir que, existe predominancia de género en los distintos sectores del mercado laboral (European Commission, 2016). Las diferencias salariales se justifican con el hecho de que las mujeres tienden a seleccionar sectores donde el trabajo es menos remunerado como por ejemplo educación, servicio y administración pública (Hegewisch & Hartmann, 2014). Asimismo, dentro de un mismo sector, las mujeres tienden a tomar ocupaciones menos valoradas o que requieren una menor habilidad, lo que genera una diferencia con los salarios percibidos por los hombres (European Commission, 2016). Muchas veces, la segregación laboral está relacionada con estereotipos y tradiciones que condicionan las elecciones de educación y carrera que toman las mujeres. Un ejemplo de esto es la minoría de mujeres en campos como la matemática, computación e ingeniería que tradicionalmente han sido vistas como ocupaciones masculinas (Griffith, 2010).

Por otro lado, la discriminación laboral ocurre cuando los salarios y oportunidades para trabajadores con educación, experiencia y características similares en los mismos trabajos son diferentes debido a su raza, género, nacionalidad u otras características personales (Borjas & Van Ours, 2000). En base a esta visión, se ha desarrollado el concepto de la brecha salarial como la diferencia en la estructura de pagos de un país basada únicamente en la discriminación. Este último será el enfoque que tomará para esta investigación: analizar la discriminación de género en el mercado laboral del Ecuador.

2.2 Modelo de capital humano

Para poder comprender y analizar el mercado laboral y la brecha salarial resulta necesario utilizar el modelo de capital humano desarrollado por Mincer (1974). Se basa en un modelo

hedónico de determinación de remuneraciones: el salario es una función de las características valiosas de un trabajador. La primera forma de este modelo está dada por:

$$\ln(\text{wage}_i) = \beta_0 + \beta_1 * \text{educ}_i + \beta_2 * \text{exper}_i + \beta_3 * \text{exper}_i^2 + U_i$$

En el que la elasticidad del salario depende de los años de educación y la experiencia laboral de cada individuo. La variable *educ* representa a cada año de educación recibido y β_1 representa el retorno marginal de la educación; mientras que *exper* se refiere a la experiencia laboral y toma una forma cuadrática, ya que se asume que tiene retornos marginales decrecientes.

Posteriormente, se desarrolló un modelo más generalizado del capital humano en el que se añadieron más variables que podrían ser relevantes para la determinación del salario con la siguiente forma funcional:

$$\ln(\text{wage}_i) = \alpha + \beta * \text{educ}_i + \beta_2 * \text{exper}_i + \beta_3 * \text{exper}_i^2 + X_i * \delta + U_i$$

donde X_i es un vector de covariables seleccionadas para el análisis.

La ecuación de Mincer presenta algunos problemas econométricos. En primer lugar, al seleccionar únicamente individuos que pertenecen a la fuerza laboral se genera un sesgo de selección de muestra, ya que este grupo no está elegido aleatoriamente de la población. Asimismo, como explica Griliches (1977) al no incluirse variables como la habilidad se causa un sesgo en los estimadores por variables omitidas. Otro problema potencial es la endogeneidad en la educación debido a un sesgo por habilidad: las personas con mayor habilidad obtienen o deciden recibir una mayor educación y por otro lado, al ser más capaces, reciben mayores salarios. Se han desarrollado métodos para la corrección de estos problemas que se discutirán más adelante.

2.3 Modelo de la oferta de trabajo

Otra teoría relevante es la de la oferta de trabajo de Heckman en la que se mide los efectos del salario sobre el total de horas trabajadas y otros ingresos percibidos por cada individuo:

$$hours\ of\ work_i = \beta_0 + \beta_1 * \ln(wage) + \beta_2 * otherincome + U_i$$

Este modelo permite analizar los factores que afectan la decisión de entrar al mercado laboral. Existen algunas variantes del mismo que toman en cuenta otros factores relevantes como la educación, el sexo, número de hijos en edad temprana, entre otros para explicar las horas trabajadas por los individuos.

2.4 Métodos para el análisis de la brecha salarial

El análisis empírico de las diferencias salariales empezó a finales de los años 50. Sin embargo, no se desarrollaron métodos para medir el impacto de la discriminación hasta dos décadas después. Existen varios métodos econométricos que se emplean para el análisis de la brecha salarial. A continuación se presentarán tres de los más relevantes usados con este propósito.

Oaxaca (1973) y Blinder (1973) desarrollaron, por separado, un método de descomposición de las diferencias salariales entre grupos en dos partes: los efectos de las características individuales y los efectos de un componente no explicado que se toma como discriminación. Para realizar esta descomposición se requieren regresiones en base a la ecuación de Mincer para cada grupo. El análisis de la brecha se enfoca en la diferencia entre medias grupales. Uno de los problemas con las descomposiciones de Oaxaca-Blinder era el sesgo de selección de muestra que se explica en la subsección anterior. Heckman (1979) desarrolló un método para corregir este problema a través de un enfoque en dos etapas. En la primera etapa se desarrolla un modelo basado en teoría económica para determinar la probabilidad de trabajar de un individuo a través de una regresión probit. En la segunda etapa se agrega una transformación de las probabilidades individuales de trabajar con la forma de un ratio de Mills como variable explicativa del modelo y se analiza su significancia. Dolton y Makepiece (1986) fueron los primeros en unir la corrección de Heckman con el método de Oaxaca Blinder. Esta combinación ha sido utilizada en un sinnúmero de análisis de la brecha salarial en distintos países. Asimismo, otro potencial problema con este tipo de descomposiciones discutido por varios autores, es que el componente no explicado no corresponde necesariamente de forma exclusiva a

la discriminación, sino que puede incluir información acerca de la productividad y las señales entre empleados y empleadores (Weichselbaumer & Winter-Ebmer, 2005).

Otro método de descomposición para el análisis de la brecha salarial es el de Juhn, Murphy y Pierce (1993) que permite realizar extensiones del análisis a través de un modelo longitudinal, es decir a través del tiempo. Asimismo, esta descomposición permite realizar comparaciones a través del espacio como por ejemplo comparaciones entre países. A diferencia del método de Oaxaca-Blinder, se descomponen las diferencias salariales no solo en la media, sino sobre toda la distribución salarial. Esto causa que se tome en cuenta la distribución residual del salario. En este método no se requieren estimaciones separadas para hombres y mujeres, sino que, los salarios predichos se utilizan para derivar distribuciones hipotéticas que sirven para extender la descomposición de la brecha salarial no ajustada por un efecto de estructura salarial (Juhn, Murphy & Pierce citado en Beblo, Beninger, Heinze & Laisney, 2003).

En los métodos de Oaxaca-Blinder y Juhn, Murphy y Pierce se controla en base a la ocupación de los individuos y se trata la distribución de género por sectores como un aspecto exógeno. Sin embargo, dado que la segregación laboral puede ser un factor endógeno y que refleja la discriminación, han existido críticas sobre estos modelos (Beblo, Beninger, Heinze, & Laisney, 2003). El método de Brown, Moon y Zoloth (1980) aborda este problema al analizar la segregación laboral y la discriminación salarial al mismo tiempo, permitiendo una variación en la distribución ocupacional y en los salarios que resultan de las posibles diferencias en las calificaciones y la productividad de cada individuo. Los autores incluyen la probabilidad de tener una ocupación específica a través de un modelo logit multinomial, en el que se predice la obtención ocupacional para los hombres a partir de un conjunto de características personales y posteriormente se simula una distribución ocupacional para las mujeres. La brecha salarial de género no ajustada se representa como la diferencia entre el promedio ponderado de los salarios tomados a través de un número definido de ocupaciones, que luego se descompone en un componente explicado y un componente de remuneración de acuerdo a la descomposición de Oaxaca-Blinder. Este último método es el menos utilizado de los tres debido a su complejidad.

2.5 Literatura existente en el Ecuador

En el Ecuador existen únicamente escasos trabajos publicados acerca del análisis de brechas salariales. A continuación se presentan los trabajos más relevantes y con resultados significativos dentro del contexto ecuatoriano.

Carrillo (2004) hace un análisis de mínimos cuadrados ordinarios para determinar la brecha salarial entre el sector público y privado. No realiza correcciones de endogeneidad. Este estudio determina que para ese año la brecha entre servidores públicos y privados es del 18% a favor de los primeros.

Espinoza y Sánchez (2009) analizan la brecha de género por cuantiles. Para esto realizan una descomposición de Oaxaca-Blinder con el método de Heckmann en dos etapas y regresiones por cuantiles. Los autores concluyeron que los hombres ganan más en todos los cuantiles. Asimismo, se determinó que “en los niveles superiores de la distribución la educación presenta un retorno muy superior al retorno de los niveles de bajo ingreso”. Además, se determinó que existe desigualdad salarial en base a las ocupaciones.

Figuroa y Miranda (2009) realizan un análisis comparativo del retorno de la educación a través de la ecuación de Mincer entre las regiones y zonas urbanas y rurales del Ecuador. El estudio concluye el retorno de la educación primaria es mayor en la zona urbana, mientras que el retorno de la educación secundaria es equivalente en la zona urbana, tanto como en la zona rural. Asimismo concluyen que un año educación superior aumenta más el retorno salarial en la Costa que en la Sierra.

Cóndor (2010) realiza un análisis de discriminación salarial por etnia para determinar las diferencias existentes entre indígenas y mestizos. Se utiliza una estimación a través de la ecuación de Mincer con corrección de Heckman y una descomposición de Oaxaca-Ransom. El autor concluye que la brecha salarial entre indígenas y no indígenas paso de 66% a 62% entre 2004 y 2009. Se utilizan los datos de las ENEMDU.

Rivera (2013) calcula la brecha salarial de género utilizando una descomposición de Oaxaca-Blinder con el método de corrección de Heckman para 2007 y 2012. En el estudio se concluye

que la brecha salarial entre hombres y mujeres se redujo de 15.1% a 10.1% entre esos años. Además, se analizaron grupos de minorías y se concluyó que las brechas salariales hacia grupos minoritarios se redujeron del 6% al 3.7% en los mismos años.

Finalmente, Pérez y Torresano (2015) realizan un análisis de la discriminación por género y etnia para 2007 y 2013. Ellos aplican cuatro métodos para el análisis de la brecha salarial: Oaxaca-Blinder, Neumark, Machado-Mata y Juhn, Murphy y Pierce. Utilizando los métodos Oaxaca-Blinder y Neumark se determinó que la brecha de género en el año 2013 es de 0.08 puntos logarítmicos y que el componente de discriminación representa el 100% de esta diferencia. Asimismo, utilizando el método de Machado-Mata determinan que este componente representa el 40% de las diferencias salariales entre indígenas y no indígenas. Finalmente, utilizando el método de Juhn, Murphy y Pierce concluyen que entre los años 2007 y 2013 las brechas salariales por etnia y género se redujeron.

Como se puede observar, el campo de análisis de la brecha salarial en el Ecuador es limitado por lo que cabe ampliar los estudios existentes.

3 Metodología

Se decidió realizar una estimación tradicional de la brecha salarial de género a través del método de Oaxaca-Blinder dado que este es el más popular en las investigaciones de economía laboral. Se utiliza una ecuación de Mincer tradicional:

$$\ln(wage_i) = \beta_0 + \beta_1 * educ_i + \beta_2 * exper_i + \beta_3 * exper_i^2 + X_i * \delta + \varepsilon_i$$

Sin embargo, se prefirió utilizar una adaptación de la metodología propuesta por Jolliffe (2002) para desarrollar la ecuación de Mincer y realizar la corrección del sesgo de selección de muestra. A continuación se justificará la selección de esta metodología en lugar de la típica corrección de Heckman explicada anteriormente.

3.1 Modelo STLS-Tobit III

Como se menciona en la revisión de literatura, al utilizar la ecuación de Mincer se pueden generar estimaciones sesgadas debido a la selección de muestra. El método más utilizado para corregir esto es el uso de una regresión Heckit o de forma más general una regresión Tobit III (el método de Heckman es un caso específico de la familia de regresiones Tobit III) (Chew & Vader, s.f.). El problema con este tipo de métodos es que los estimadores son sensibles a la heterocedasticidad. Esto último resulta problemático, ya que las funciones de regresión estimadas de datos de encuestas típicamente no son homocedasticas (Deaton citado en Jolliffe, 2002).

Al modelar la determinación de los salarios con el modelo Tobit III tradicional se obtiene:

$$w^* = x'\beta + \varepsilon$$

$$y = z'\gamma + \mu$$

donde w^* es la oferta de trabajo no observada y y es una variable que indica si el individuo es un trabajador asalariado o no (Jolliffe, 2002). En el caso de w^* , x representa a las variables explicativas, β representa a los parámetros que relacionan al salario con las variables explicativas y ε representa el término de error. De forma similar para y , γ representa las variables explicativas dentro de la selección de trabajo del individuo, z indica los parámetros que relacionan a las variables explicativas con y y μ representa el término de error. Se puede pensar en w^* como una variable que captura el salario para todas las observaciones en la muestra, incluso aquellos que no fueron observados en realidad (Chew & Vader, s.f), por lo que de acuerdo con la investigación base se obtiene:

$$w = \begin{cases} w^* & y > 0 \\ 0 & y \leq 0 \end{cases}$$

Para corregir la sensibilidad ante la heterocedasticidad se puede utilizar un estimador basado

en el recorte de la muestra empleada para el modelo Tobit III que es robusto ante este problema (Honoré et al. citado en Jolliffe, 2002). En primer lugar se estima y a través de métodos que proporcionen estimados consistentes bajo la presencia de heterocedasticidad, como por ejemplo el método de las mínimas desviaciones absolutas censuradas (CLAD) o el método de mínimos cuadrados truncados simétricamente (STLS). Posteriormente, se toman estos resultados y se eliminan todas las observaciones en las que y es igual a cero o dos veces mayor que su valor predicho. Es decir, se mantienen las observaciones donde:

$$0 < y < 2z'\hat{\gamma}$$

lo que resulta en que β , los parámetros, sean estimados únicamente para las observaciones donde $-z\gamma < \mu < z\gamma$ lo que restaura la condición de homocedasticidad de los errores. Para la segunda etapa se recomienda el uso de mínimos cuadrados ordinarios (OLS) o las mínimas desviaciones absolutas (LAD).

Para análisis en los que la media poblacional no está disponible, se utiliza STLS en la primera etapa y OLS en la segunda. Para corregir el sesgo causado por el corte de la muestra en la primera etapa, la matriz de varianza covarianza de la segunda etapa se obtiene a través de la técnica de bootstrap.

3.2 Descomposición de Oaxaca-Blinder

Se dice que la discriminación salarial de las mujeres se da cuando el salario relativo¹ de un hombre, excede el salario relativo que una mujer hubiese obtenido en el caso de que los hombres y mujeres fueran remunerados únicamente en base a las características técnicas que afectan el rendimiento laboral (Ospino, Roldán & Barraza, 2009). Oaxaca (1973) formalizó esto a través del modelo presentado a continuación.

En primer lugar se define un coeficiente D que mida la discriminación:

¹Se entiende el salario relativo como la comparación del salario con otros trabajadores en el mismo contexto como por ejemplo dentro de la misma región geográfica

$$D = \frac{W_m/W_f - (W_m/W_f)^0}{(W_m/W_f)^0}$$

donde \bar{W}_i son los salarios promedio para cada grupo y W_m/W_f es la proporción salarial observada entre hombres y mujeres y $(W_m/W_f)^0$ es la proporción salarial entre hombres y mujeres en la ausencia de discriminación. En un mercado que minimiza costos:

$$(W_m/W_f)^0 = \frac{MP_m}{MP_f}$$

donde MP_m y MP_f son los productos marginales del trabajo para cada grupo.

Al utilizar la ecuación de Mincer se tiene que

$$\ln(W_i) = Z_i' \beta + u_i$$

donde W_i es el salario, Z_i' es un vector de características individuales, β es un vector de coeficientes y u_i es un término de error. Oaxaca define un término G de tal forma que:

$$G = \frac{\bar{W}_m - \bar{W}_f}{\bar{W}_f}$$

de lo cual se obtiene que:

$$\ln(G + 1) = \ln(\bar{W}_m) - \ln(\bar{W}_f)$$

De las propiedades de las estimaciones se tiene que:

$$\ln(\bar{W}_m) = \bar{Z}_m' \hat{\beta}_m$$

$$\ln(\bar{W}_f) = \bar{Z}_f' \hat{\beta}_f$$

Donde \bar{Z}_m y \bar{Z}_f son vectores de las medias de los regresores hombres y mujeres y $\hat{\beta}_m$ y $\hat{\beta}_f$ son los coeficientes estimados para estos vectores. Al sustituir estas últimas dos ecuaciones se obtiene:

$$\ln(G + 1) = \bar{Z}'_m \hat{\beta}_m - \bar{Z}'_f \hat{\beta}_f$$

de lo que

$$\Delta \bar{Z}' = \bar{Z}'_m - \bar{Z}'_f$$

$$\Delta \hat{\beta} = \hat{\beta}_f - \hat{\beta}_m$$

Al sustituir estas equivalencias se obtiene finalmente que:

$$\ln \left(\frac{\hat{W}_m}{\hat{W}_f} \right)^0 = \Delta \bar{Z}' \hat{\beta}_f$$

$$\ln(\widehat{d + 1}) = -Z'_m \Delta \hat{\beta}$$

La primera ecuación estima los efectos de las diferencias salariales basadas en las características individuales, mientras que, la segunda estima los efectos de la discriminación. De lo que se obtiene:

$$\ln \bar{W}_m - \ln \bar{W}_f = \hat{\beta}_f (\bar{Z}'_m - \bar{Z}'_f) + \bar{Z}'_m (\hat{\beta}_m - \hat{\beta}_f)$$

Sin embargo, se obtiene una descomposición alterna al sustituir $\hat{\beta}_f = \Delta \hat{\beta} + \hat{\beta}_m$ sustentándose en la suposición de que la estructura salarial masculina aplicaría para hombres y mujeres en la ausencia de discriminación de lo que se obtiene:

$$\ln \bar{W}_m - \ln \bar{W}_f = \hat{\beta}_m (\bar{Z}'_m - \bar{Z}'_f) + \bar{Z}'_f (\hat{\beta}_m - \hat{\beta}_f)$$

Si se cree que existe discriminación en contra de las mujeres y que la estructura salarial masculina prevalecería en ausencia de estos comportamientos, entonces los resultados de la forma alterna de la descomposición resultan más apropiados. De forma similar, si se cree que

los hombres reciben tratamiento preferencial por su género y por ende un mayor ingreso y que la estructura salarial femenina prevalecería en ausencia de discriminación, la descomposición inicial es más apropiada para el análisis (Neumark citado en Jolliffe, 2002).

4 Datos y variables seleccionadas para el modelo

Los datos utilizados para esta investigación se obtuvieron de la Encuesta Nacional de Empleo, Desempleo y Subempleo (ENEMDU) para diciembre de 2007, 2013 y 2016. Se tomaron las muestras de diciembre, ya que estas son las únicas que contienen datos de las zonas rurales del país.

Para cada año, en primer lugar, se seleccionó la muestra de los encuestados mayores de 16 años. Esto con el objetivo de captar a la población en edad apta para trabajar. En el Ecuador, se considera a la población mayor de 10 años como económicamente activa, sin embargo, por ley se requiere que los niños y adolescentes asistan a clases hasta culminar la educación básica. Esta tiene como duración diez años lo que se acerca a la edad ya mencionada. Además, en el país es ilegal para las empresas realizar contratos con trabajadores menores de 16 años por lo que se decidió que esta edad como apropiada para realizar el filtro inicial.

Asimismo, cada base anual requirió que se filtraran las muestras con un mínimo de completitud de datos reportados necesarios para satisfacer el modelo censurado de la primera etapa. Es decir, se eliminaron las observaciones que reportaron haber trabajado al menos una hora pero no su ingreso y viceversa. Además se eliminaron observaciones en las que variables de alta importancia como la educación no fueron reportadas para poder satisfacer el modelo. En la tabla 1 se puede observar estadística descriptiva relevante para los tres años de la muestra completa, mientras que en la tabla 2 se aprecian los datos desglosados entre hombres y mujeres.

Tomando en cuenta la metodología, para la primera etapa la variable dependiente fue el logaritmo natural de las horas de trabajo reportadas en la última semana por el encuestado. Esta sirve como un indicador de la participación del individuo en el mercado laboral y su intensidad. Generalmente, en esta etapa se incluyen factores que influyan sobre la decisión del número de horas a participar como por ejemplo si el individuo tiene hijos entre cero y cuatro años

y si tiene hijos entre cuatro y catorce años. Lamentablemente, los datos de la ENEMDU no contienen información completa acerca de los lazos de parentesco por lo que se decidió agregar a la primera etapa otras variables que pudieran brindar información relevante. A continuación se describen las variables seleccionadas:

- **Educación**- número de años de educación formal del encuestado
- **Edad**- la edad en años del encuestado
- **Mujer**- Variable dummy que toma el valor de 1 cuando la encuestada es mujer
- **Estado civil**- Variable categórica que asigna el estado civil del encuestado entre casado, separado, divorciado, viudo, en unión libre o soltero.
- **Recibe remesas**-Variable dummy² que indica si el individuo recibe dinero del extranjero
- **Bono DH**- Variable dummy que toma el valor de 1 si el encuestado recibe el bono de desarrollo humano repartido por el Estado ecuatoriano
- **Bono de discapacidad**- Variable dummy que toma el valor de 1 si el encuestado recibe el bono repartido por el Estado ecuatoriano por cuidar a un discapacitado³
- **Ingresos de capital**- Variable dummy que toma el valor de 1 si el individuo recibe ingresos por capital, tales como inversiones, entre otras
- **Recibe donaciones**- Variable dummy que toma el valor de 1 si el individuo recibe ingresos por donaciones
- **Zona urbana**- Variable dummy que indica que el encuestado recibe en una zona urbana

Para la segunda etapa se utilizó como variable dependiente el logaritmo natural del salario reportado y se incluyeron como variables independientes a educación, edad, mujer, zona urbana acompañadas de:

²En este caso y el del bono de desarrollo humano, ingresos de capital y por donaciones se decidió utilizar variables dummy en lugar de variables continuas en dólares debido a inconsistencias en las bases de datos. Muchos de los individuos reportaban recibir estos ingresos pero no la cantidad recibida

³En el año 2007 no se incluía este bono como ingreso por lo que no se integró en el modelo de la primera etapa para este año

- ***Experiencia y experiencia al cuadrado***- Conjunto de variables que reflejan los años de experiencia y sus rendimientos marginales decrecientes por lo que toman una forma cuadrática
- ***Hablar español, lengua extranjera y lengua indígena*** - Variables dummy que toman el valor de 1 si el individuo habla cualquiera de los tres idiomas
- ***Empleado gubernamental***- Variable dummy que indica si el encuestado trabaja para el gobierno
- ***Jornalero***-Variable dummy que indica si el individuo trabaja como jornalero o peón
- ***Servicio doméstico***- Variable dummy que indica si el individuo trabaja en servicio doméstico
- ***Indígena***- Variable dummy que toma el valor de 1 si el individuo se identifica como indígena
- ***Afrodescendiente***-Variable dummy que toma el valor de 1 si el individuo se identifica como afroecuatoriano, negro o mulato
- ***Montubio***⁴- Variable dummy que toma el valor de 1 si el encuestado se identifica como montubio
- ***Blanco***- Variable dummy que toma el valor de uno si el encuestado se identifica como blanco

⁴En el caso del año 2007, dentro de la ENEMDU no existía esta categoría. Los montubios entraban dentro del grupo de 'otras culturas' por lo que se incluyó este grupo para este año. En los años 2013 y 2016 el grupo de otras culturas tenía un número extremadamente bajo de individuos por lo que se decidió sumarlo al caso base de mestizos.

Tabla 1: Estadística descriptiva de las muestras completas

	2007	2013	2016
Número total de observaciones (post filtro inicial)	29470	34734	48207
Porcentaje hombres	47.65%	47.03%	47.86%
Porcentaje mujeres	52.35%	52.97%	52.13%
Edad promedio	37.79 años	38.81 años	37.67 años
Educación promedio	9.64 años	10.05 años	11.04 años
Mediana del salario	\$180	\$318	\$366
Porcentaje de indígenas	4.02%	4.60%	6.61%
Porcentaje de afrodescendientes	5.42%	6.41%	4.90%
Porcentaje de montubios (otros)	0.38%	4.26%	2.55%
Porcentaje de blancos	7.18%	1.90%	1.82%

Tabla 2: Estadística descriptiva por grupos

	2007		2013		2016	
	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres
Número de observaciones	14043	15427	16337	18397	23076	25131
Edad promedio	37.05 años	38.47 años	38.04 años	39.51 años	36.86 años	38.41 años
Educación promedio	9.56 años	9.71 años	9.98 años	10.11 años	10.94 años	11.14 años
Mediana del salario	\$180	\$160	\$318	\$318	\$366	\$366
Porcentaje de indígenas	4.34%	3.33%	5.26%	4.00%	7.55%	5.75%
Porcentaje de afrodescendientes	4.98%	5.37%	6.44%	6.39%	4.85%	4.95%
Porcentaje de montubios	0.36%	3.63%	4.36%	4.17%	2.65%	2.45%
Porcentaje de blancos	6.34%	7.38%	1.84%	1.96%	1.85%	1.81%

5 Resultados

5.1 Año 2007

5.1.1 Modelo STLS-T3T

En la Tabla 3 se presenta el modelo de selección de la primera etapa para el 2007. La primera columna muestra los resultados tanto para hombres como para mujeres, mientras que la tercera y quinta muestran los resultados correspondientes a estos grupos de forma separada. En primer lugar y con relación a la brecha salarial de género, se puede observar que las mujeres eligieron trabajar 10.54% menos horas que los hombres en la muestra correspondiente. La edad disminuye las horas trabajadas en aproximadamente 0.2%. Otro aspecto interesante es que al analizar el modelo de la muestra conjunta, se ve que los solteros trabajaron en promedio 9.32% menos horas que los casados. Sin embargo, al separar las muestras para cada grupo, se

ve que los hombres solteros trabajan 16.34% menos horas que los casados, mientras que las mujeres solteras trabajan en promedio 2.89% más horas que las casadas. Además, se puede observar que los hombres divorciados, viudos y en unión libre participan menos horas en el mercado laboral. En 2007, las mujeres divorciadas trabajaron aproximadamente 4.8% más que las casadas, mientras que las unión libre participaron 4.85% menos de tiempo. Se puede observar que los residentes de zonas urbanas trabajan más horas que los de zonas rurales.

Tabla 3: Modelo de regresión del logaritmo de horas de trabajo- Modelo de selección STLS 2007

	Muestra completa		Hombres		Mujeres	
	STLS	Std. Error	STLS	Std. Error	STLS	Std. Error
(Intercepto)	3.7773***	(0.0160)	3.8266***	(0.0185)	3.5965***	(0.0346)
Educación	0.0004	(0.0008)	0.0009	(0.0009)	0.0001	(0.0015)
Edad	-0.0019***	(0.0003)	-0.0025***	(0.0004)	-0.0018***	(0.0007)
<i>Dummies:</i>						
Mujer=1	-0.1054***	(0.0088)				
Separado=1	-0.0102	(0.0160)	-0.0370*	(0.0206)	0.0377	(0.0249)
Divorciado=1	-0.0321	(0.0238)	-0.1408***	(0.0482)	0.0479*	(0.0274)
Viudo=1	-0.0393	(0.0299)	-0.0795*	(0.0469)	0.0137	(0.0396)
En unión libre=1	-0.0173*	(0.0097)	-0.0209**	(0.0102)	-0.0485*	(0.0252)
Soltero=1	-0.0932***	(0.0092)	-0.1634***	(0.0108)	0.0289*	(0.0171)
Recibe remesas=1	-0.1007***	(0.0367)	-0.0834*	(0.0467)	-0.1263**	(0.0568)
Recibe bono DH=1	-0.1341***	(0.0224)	-0.0310	(0.0588)	-0.1101***	(0.0255)
Ingresos de capital=1	0.0193	(0.0228)	0.0052	(0.0284)	0.0303	(0.0378)
Recibe donaciones=1	-0.1809***	(0.0389)	-0.3000***	(0.0564)	-0.0500	(0.0490)
Zona urbana=1	0.1156***	(0.0083)	0.1039***	(0.0088)	0.1407***	(0.0188)
Num obs/Num obs>0	29470/16532		15427/11158		14043/5374	

⁵*p<0.10, ** p<0.05, ***p<0.01

Asimismo, los que recibieron remesas trabajan 10.07% menos que los que no, siendo este factor significativo de forma conjunta y tanto para hombres como para mujeres. Por otro lado, de forma grupal los que recibieron el bono de desarrollo humano del Estado ecuatoriano trabajan 13.41% menos horas que aquellos que no lo hacen. En el caso separado de los hombres el recibir este ingreso no tiene un efecto significativo sobre las horas trabajadas, pero en el de las mujeres este disminuye en 11.01% el número de las mismas. Durante 2007, la recepción de donaciones disminuyó las horas de trabajo de la muestra completa. Los hombres que reportaron haber tenido ingresos por este concepto trabajaron 30% menos horas que aquellos que no lo hicieron. Cabe mencionar que para este año, la educación no resulta un factor relevante a la hora de

realizar la decisión acerca de la participación en el mercado laboral.

Tabla 4: Modelo de regresión del logaritmo del salario- Modelo Tobit 3 con mínimos cuadrados censurados (T3T-STLS) 2007

	Muestra completa		Hombres		Mujeres	
	T3T-STLS	Std. Error	T3T-STLS	Std. Error	T3T-STLS	Std. Error
(Intercepto)	4.1966***	(0.1622)	4.4537***	(0.1334)	3.4496	(0.3439)
Educación	0.0537***	(0.0023)	0.0457***	(0.0027)	0.0668	(0.0042)
Experiencia	0.0181***	(0.0026)	0.0123***	(0.0027)	0.0312	(0.0056)
Exper. Cuadrado	-0.0004***	(0.0001)	-0.0004***	(0.0001)	-0.0005	(0.0002)
Edad	0.0074***	(0.0008)	0.0088***	(0.0010)	0.0031	(0.0016)
<i>Dummies:</i>						
Mujer	-0.3187***	(0.0233)				
Urbano	0.1845***	(0.0194)	0.1625***	(0.0231)	0.2289***	(0.0461)
Hablar español	0.2134	(0.1529)	0.6697***	(0.1107)	0.4535***	(0.0986)
Lengua extranjera	0.5671***	(0.0730)	0.0263	(0.1274)	0.5578*	(0.3365)
Lengua indígena	0.1608**	(0.0625)	0.1352*	(0.0707)	0.2169	(0.1350)
Empleado gubernamental	0.2971***	(0.0302)	0.3168***	(0.0356)	0.2131***	(0.0499)
Jornalero	-0.3187***	(0.0206)	-0.3101***	(0.0215)	-0.459***	(0.0577)
Serv. Doméstico	-0.3730***	(0.0422)	-0.3577***	(0.0933)	-0.3299***	(0.0489)
Indígena	-0.0587	(0.0402)	-0.0096	(0.0430)	-0.1621**	(0.0812)
Afrodescendiente	-0.1374***	(0.0319)	-0.1111***	(0.0386)	-0.2088***	(0.0513)
Otra	-0.1836	(0.1783)	-0.0803	(0.2038)	-0.6678**	(0.2978)
Blanco	0.0406	(0.0354)	0.0613	(0.0468)	-0.0159	(0.0754)
Obs>0/ Muestra final	16532/16091		11158/10924		5373/5167	
R cuadrado ajustado	0.196		0.178		0.233	

⁶*p<0.10, ** p<0.05, ***p<0.01

En la tabla 4 se observa el modelo hedónico del salario para este año. Se puede ver a través de la regresión grupal que las mujeres ganan 31.87% menos que los hombres. En el caso separado, se ve que el intercepto de los hombres es mayor que el correspondiente para las mujeres. Al analizar el retorno de la educación, se concluye que para 2007, un año adicional de educación aumentaba el salario en 5.37%. Es notable que en este año la educación no resulta significativa para el modelo de las mujeres. De igual manera, la experiencia resulta valiosa para los empleadores ecuatorianos, sin embargo, nuevamente en el caso de las mujeres este factor no es significativo.

Además, se observa que la edad tiene un retorno positivo sobre el salario y que el hablar lenguas extranjeras e indígenas implica un salario más elevado. Los salarios en las zonas urbanas son 18.45% mayores que en las zonas rurales. En el caso de los hombres de estas zonas el salario es 16.25% mayor, mientras que para las mujeres el incremento en las ciudades representa un 22.89%.

Asimismo, se puede ver que los empleados gubernamentales ganan 29.71% más que los privados. Por otro lado, se observa que en 2007, los jornaleros o peones y el servicio doméstico ganaron menos en relación a otros grupos de empleo. Estos resultados coinciden con los esperado puesto que en el Ecuador estas profesiones son menos valoradas. En cuanto al tema cultural y étnico se puede observar que los afrodescendientes ganaron 13.74% menos que los mestizos. En el caso de los indígenas, la etnia no resulta significativa para este año. Esto puede deberse al limitado número de observaciones de individuos indígenas durante los años como se indica en la Tabla 1.

5.1.2 Descomposición Oaxaca-Blinder

Para este año el logaritmo del salario promedio de los hombres fue $\ln\bar{W}_m = 5.3115$, mientras que el de las mujeres fue $\ln\bar{W}_f = 5.2109$ lo que implica una brecha salarial del 10.06%.

Recapitulando la metodología de Oaxaca Blinder y al la estructura salarial masculina como base para la comparación (discriminación en contra de la más mujeres) se analiza:

$$\ln\bar{W}_m - \ln\bar{W}_f = \hat{\beta}_m(\bar{Z}'_m - \bar{Z}'_f) + \bar{Z}'_f(\hat{\beta}_m - \hat{\beta}_f) \quad (1)$$

Al descomponer la brecha a través de la ecuación (1) se obtiene:

$$0.1006 = -0.2738 + 0.37439$$

El signo negativo en el primer componente de la descomposición indica que si los salarios se determinarían únicamente en base a las características, las mujeres recibirían una compensación mayor que los hombres. Esto implicaría una brecha a favor de las mujeres. El segundo componente se le atribuye a la discriminación, por lo que se puede concluir que para el año 2007, la brecha salarial fue causada en su totalidad por este comportamiento que representa 3.7 veces la diferencia entre los salarios.

De forma similar, al tomar en cuenta la estructura salarial femenina como base para la

comparación (tratamiento preferencial para los hombres) se tiene:

$$\ln \bar{W}_m - \ln \bar{W}_f = \hat{\beta}_f (\bar{Z}'_m - \bar{Z}'_f) + \bar{Z}'_m (\hat{\beta}_m - \hat{\beta}_f) \quad (2)$$

De lo que al descomponer la brecha utilizando la ecuación (2) se obtiene:

$$0.1006 = -0.2058 + 0.3064$$

Nuevamente, se observa que de acuerdo con los atributos, las mujeres deberían ganar más que los hombres y el componente no explicado toma un valor del 30%.

Al observar las dos formas de descomposición se puede ver que en 2007, la discriminación laboral de género osciló entre 30.64% y 37.43%, es decir casi tres veces la brecha salarial de este año.

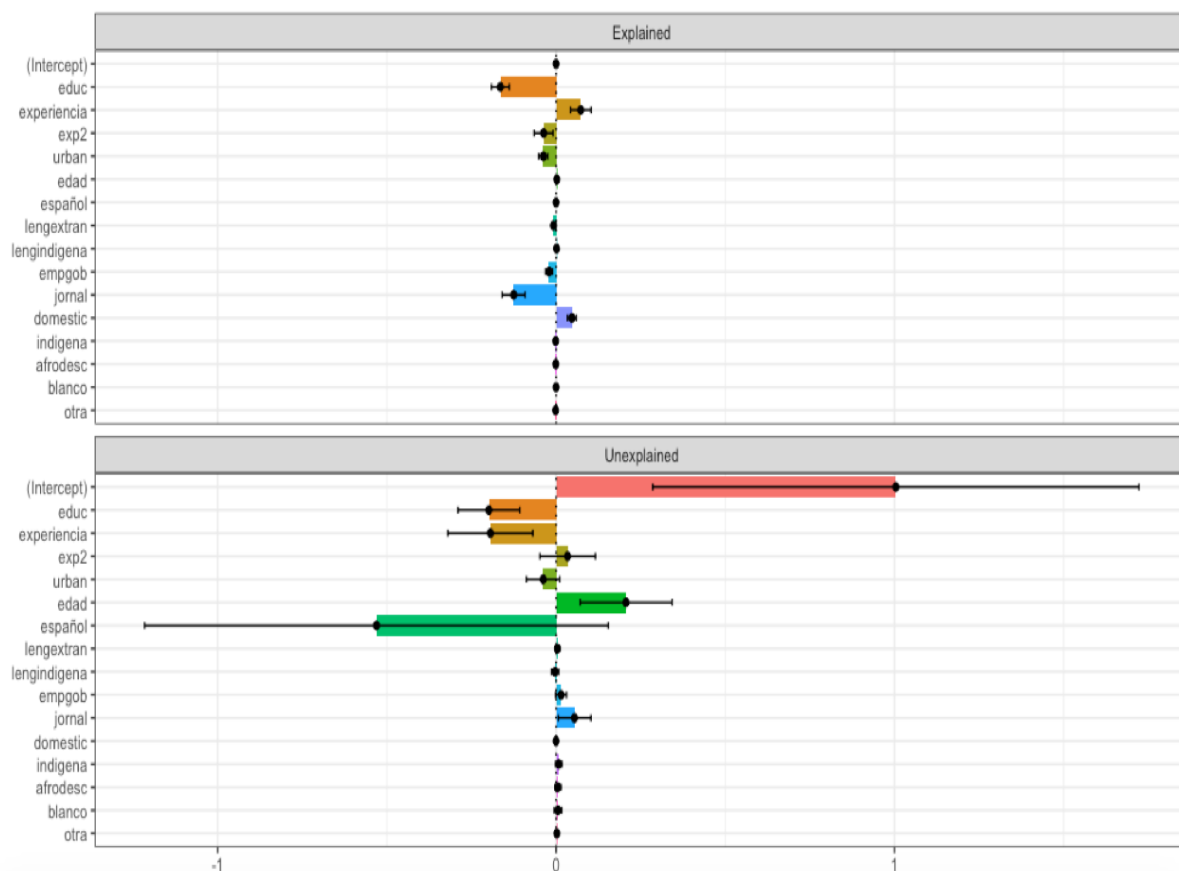


Figura 1: Componentes explicado (explained) y no explicado (unexplained) de la descomposición Oaxaca-Blinder 2007 de hombres vs. mujeres

La Figura 1 provee la descomposición de Oaxaca-Blinder variable a variable entre hombres y mujeres utilizando la forma de la ecuación (1). Las líneas negras proveen intervalos de confianza del 95% calculados a través de la técnica de bootstrap con 200 repeticiones. La parte superior del gráfico muestra que las mujeres tienen un mayor retorno de la educación que los hombres y que esto tiene el peso más importante sobre el primer componente de la descomposición. Dado que la educación es valorada por los empleadores, los resultados concuerdan con el signo negativo del componente de características obtenido. Por otro lado, dentro del componente no explicado se ve que los retornos sobre hablar español, la educación, experiencia y edad juegan un rol importante para definir la brecha.

5.2 Año 2013

5.2.1 Modelo STLS-T3T

En la Tabla 5 se observan los resultados para el modelo de selección de la primera etapa. Al analizar el modelo conjunto se puede ver que las mujeres trabajaron 8.69% menos horas que los hombres. En 2003, cada año de educación aumenta el tiempo trabajado en 0.28%. Al analizar las regresiones separadas se puede ver que la educación tiene un impacto mayor en la decisión de horas trabajadas por las mujeres que la de los hombres. Durante este año, los estados civiles no resultaron significativos sobre las horas trabajadas. Recibir el bono de desarrollo humano del gobierno reduce el número de horas trabajadas en 14.89% para la muestra conjunta; los hombres que reciben este bono trabajan 16.20% horas menos, mientras que las mujeres beneficiarias reducen su tiempo de trabajo en 13.09%. Los individuos que recibieron donaciones trabajaron aproximadamente 11% horas menos. En 2013, las remesas e ingresos de capital no fueron significativos. Finalmente se observa que los residentes de zonas urbanas trabajan aproximadamente 6.32% más horas que las personas de zonas rurales.

En la tabla 6 se muestra el modelo de Mincer corregido para 2013. En la primera columna se puede ver que en este año las mujeres ganaron 24.51% menos que los hombres. Nuevamente, el intercepto para los hombres es mayor que para las mujeres. Se observa un retorno de la educación de 3.92% para la muestra completa. En el caso de los hombres un año adicional de

Tabla 5: Modelo de regresión del logaritmo de horas de trabajo- Modelo de selección STLS 2013

	Muestra completa		Hombres		Mujeres	
	STLS	Std. Error	STLS	Std. Error	STLS	Std. Error
(Intercepto)	3.6400***	(0.0154)	3.6433***	(0.0177)	3.5397***	(0.0342)
Educación	0.0028***	(0.0008)	0.0017*	(0.0009)	0.0052***	(0.0017)
Edad	0.0005*	(0.0003)	0.0006*	(0.0003)	0.0000	(0.0006)
Dummies:						
Mujer=1	-0.0869***	(0.0084)				
Separado=1	0.0125	(0.0156)	-0.0032	(0.0186)	0.0503*	(0.0276)
Divorciado=1	-0.0195	(0.0318)	-0.0169	(0.0395)	-0.0204	(0.0517)
Viudo=1	-0.0049	(0.0186)	-0.0081	(0.0232)	0.0023	(0.0329)
En unión libre=1	0.0041	(0.0103)	0.0095	(0.0124)	-0.0079	(0.0197)
Soltero=1	0.0031	(0.0087)	0.0082	(0.0100)	-0.0074	(0.0156)
Recibe remesas=1	-0.0530	(0.0484)	0.0190	(0.0584)	-0.0756	(0.0653)
Recibe bono DH=1	-0.1489***	(0.0243)	-0.1620***	(0.0414)	-0.1309***	(0.0296)
Ingresos de capital=1	0.0245	(0.0362)	0.0604	(0.0489)	-0.0420	(0.0456)
Recibe donaciones=1	-0.1170***	(0.0383)	-0.1168**	(0.0548)	-0.1100**	(0.0539)
Zona urbana=1	0.0632***	(0.0084)	0.0632***	(0.0093)	0.0676***	(0.0183)
Num obs/Num obs>0	34734/8912		16337/6018		18397/2894	

⁷*p<0.10, ** p<0.05, ***p<0.01 ⁸En este año se excluyó la dummy para el bono por discapacidad, ya que la maximización del modelo econométrico no convergía al incluir esta variable.

estudio formal proporciona 3.32% de incremento en el salario, mientras que para las mujeres esta cifra asciende a 4.94%. La experiencia y edad tienen también retornos positivos sobre el ingreso de los individuos.

La regresión grupal muestra que el hablar una lengua extranjera incrementó el salario en 33.02%. De forma similar, los empleados gubernamentales a nivel grupal y tanto hombres como mujeres ganan aproximadamente 37% más que los empleados privados, mientras que los jornaleros o peones y trabajadores del servicio doméstico reciben una menor remuneración.

En cuanto a la cultura, se observa los afrodescendientes obtienen una remuneración menor en aproximadamente 5% frente a los mestizos. En 2013 ser indígena o montubio no resultó significativo sobre la elasticidad del salario. Asimismo, en la regresión en conjunto se observa que los trabajadores urbanos reciben salarios 7.6% mayores. En el caso específico de los hombres el trabajar en zonas no rurales implica un incremento en el salario de 8.11%, mientras que para las mujeres esta misma condición incrementa los ingresos únicamente en 5.27%.

Tabla 6: Modelo de regresión del logaritmo del salario- Modelo Tobit 3 con mínimos cuadrados censurados (T3T-STLS) 2013

	Muestra completa		Hombres		Mujeres	
	T3T-STLS	Std. Error	T3T-STLS	Std. Error	T3T-STLS	Std. Error
(Intercepto)	5.1719***	(0.1069)	5.1904***	(0.1044)	4.9308***	(0.2533)
Educación	0.0392***	(0.0016)	0.0332***	(0.0018)	0.0494***	(0.0029)
Experiencia	0.0176***	(0.0016)	0.0156***	(0.0019)	0.0205***	(0.0030)
Exper. Cuadrado	-0.0005***	(0.0000)	-0.0005***	(0.0000)	-0.0004***	(0.0001)
Edad	0.0062***	(0.0006)	0.0069***	(0.0007)	0.0042***	(0.0012)
<i>Dummies:</i>						
Mujer	-0.2451***	(0.0125)				
Urbano	0.076***	(0.0136)	0.0811***	(0.0141)	0.0527**	(0.0262)
Hablar español	-0.0375	(0.1056)	0.3389***	(0.0663)	0.301***	(0.0725)
Lengua extranjera	0.3302***	(0.0457)	-0.0149	(0.1007)	-0.0912	(0.2477)
Lengua indígena	0.0162	(0.0390)	0.0357	(0.0401)	-0.0289	(0.0709)
Empleado gubernamental	0.3826***	(0.0161)	0.3699***	(0.0222)	0.3799***	(0.0253)
Jornalero	-0.3473***	(0.0148)	-0.3303***	(0.0149)	-0.5676***	(0.0545)
Serv. Doméstico	-0.2884***	(0.0263)	-0.2564***	(0.0887)	-0.2464***	(0.0329)
Indígena	0.0388	(0.0334)	0.053	(0.0354)	-0.0066	(0.0634)
Afrodescendiente	-0.0519**	(0.0211)	-0.0582**	(0.0279)	-0.0446	(0.0468)
Montubio	-0.0309	(0.0237)	-0.0073	(0.0254)	-0.079	(0.0659)
Blanco	0.0522	(0.0500)	-0.0119	(0.065)	0.2006**	(0.0862)
Obs>0/ Muestra final	8912/8806		6018/5955		2894/2851	
R cuadrado ajustado	0.404		0.38		0.462	

⁹*p<0.10, ** p<0.05, ***p<0.01

5.2.2 Descomposición Oaxaca-Blinder

En 2013 el logaritmo del salario promedio de los hombres fue $\ln \bar{W}_m = 5.8005$, mientras que el de las mujeres fue $\ln \bar{W}_m = 5.7669$ lo que implica una brecha salarial del 3.37%.

Al descomponer la brecha de género de este año a través de la ecuación (1) se obtiene:

$$0.0337 = -0.2982 + 0.3319$$

De lo que se puede concluir que para este año, si se asume que existe discriminación en contra de las mujeres y de acuerdo a las características de los individuos, las las mujeres deberían ganar 29.82% más que los hombres. El componente de discriminación representa 33.19%.

Al descomponer las diferencias salariales a través de la ecuación (2) se observa:

$$0.0337 = -0.1982 + 0.2319$$

Nuevamente se observa que de acuerdo a los atributos, las mujeres deberían ganar más. El componente de discriminación a favor de los hombres tiene un valor de 23.19%.

En este año el componente de discriminación se encontró entre aproximadamente el 23% y el 33%.

La Figura 2 muestra, de forma similar a la Figura 1, la descomposición de Oaxaca-Blinder de variable a variable para 2013 utilizando la base salarial de los hombres como referencia. Se observa que el componente correspondiente a las características de los individuos se debe en gran medida a la educación, experiencia y campo laboral, específicamente jornaleros o peones hombres. Por otro lado, se observa que el componente de discriminación se relaciona con la educación y edad de los individuos. En 2013, el hablar español y nuevamente, el campo laboral de peones y jornaleros también son relevantes dentro del componente no explicado de la descomposición.

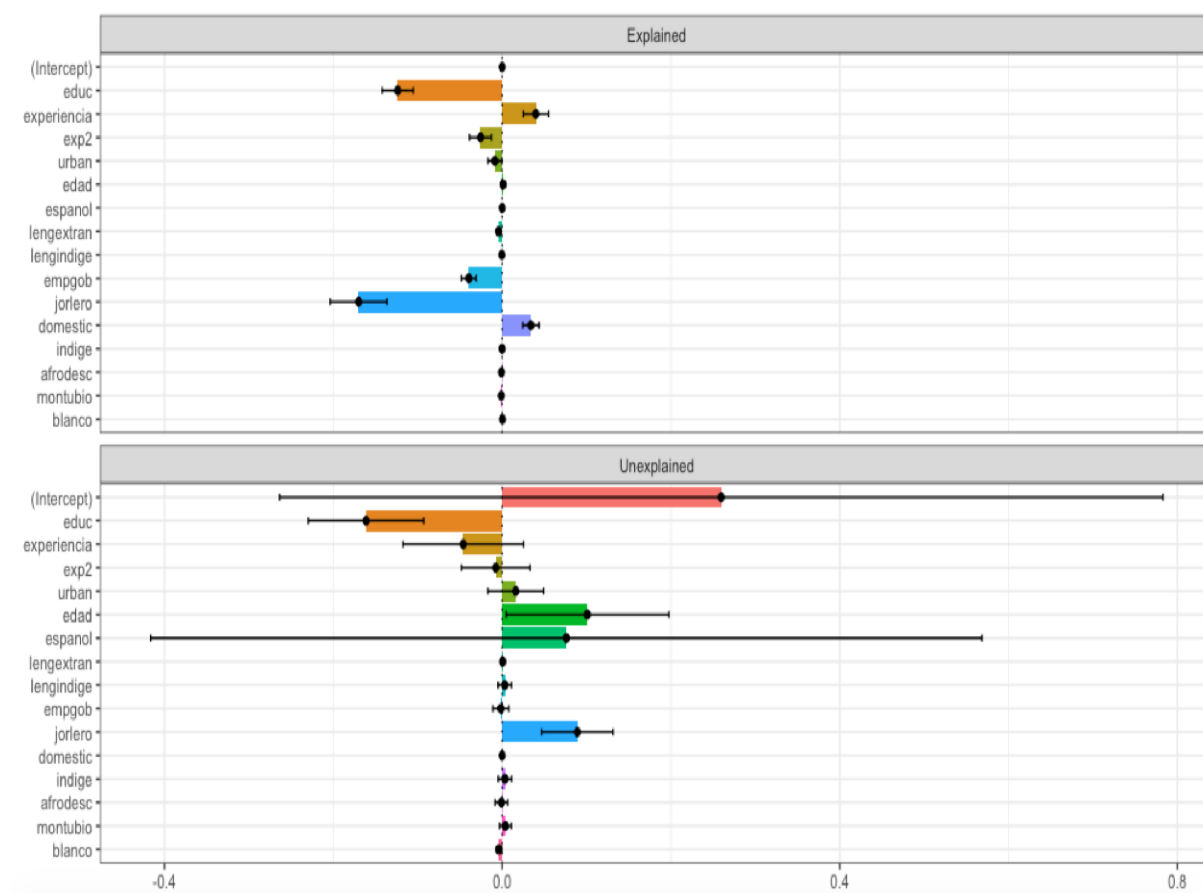


Figura 2: Componentes explicado (explained) y no explicado (unexplained) de la descomposición Oaxaca Blinder 2013 de hombres vs. mujeres

5.3 Año 2016

5.3.1 Modelo STLS-T3T

La Tabla 7 muestra los resultados para la primera etapa del modelo para el 2016. En la regresión STLS con muestra completa se observa que en este año las mujeres decidieron trabajar 11.37% menos horas que los hombres. De manera similar al año 2013, se observa que el efecto marginal de la educación influye de forma positiva sobre la decisión de horas de trabajo remunerado. Cada año de educación incrementa en 1.5% la elasticidad de horas trabajadas en las mujeres y 0.49% la de los hombres. La edad no resulta significativa en la regresión grupal pero si en las regresiones separadas con una influencia muy reducida sobre las horas de trabajo.

En 2016 los hombres divorciados, separados, viudos y solteros trabajaron menos horas que los casados, mientras que los estados civiles no fueron significativos para el grupo de las mujeres. A excepción de aquellas que indicaron vivir en unión libre, ellas trabajaron 2.82% menos horas que las casadas. Como se observa en la primera columna de la tabla, en 2016 los residentes urbanos trabajaron 2.84% horas más que los que habitan en zonas rurales.

Tabla 7: Modelo de regresión del logaritmo de horas de trabajo- Modelo de selección STLS 2016

	Muestra completa		Hombres		Mujeres	
	STLS	Std. Error	STLS	Std. Error	STLS	Std. Error
(Intercepto)	3.6047***	(0.0128)	3.6914***	(0.0153)	3.3552***	(0.0257)
Educación	0.0087***	(0.0006)	0.0049***	(0.0006)	0.0150***	(0.0011)
Edad	0.0003	(0.0003)	-0.0006**	(0.0003)	0.0009**	(0.0005)
<i>Dummies:</i>						
Mujer=1	-0.1173***	(0.0058)				
Separado=1	-0.0334***	(0.0114)	-0.0585***	(0.0153)	0.0217	(0.0173)
Divorciado=1	-0.0457***	(0.0145)	-0.0615***	(0.0224)	-0.0114	(0.0190)
Viudo=1	-0.0482*	(0.0262)	-0.0981**	(0.0428)	0.0190	(0.0310)
En unión libre=1	-0.0037	(0.0065)	-0.0051	(0.0069)	-0.0282**	(0.0140)
Soltero=1	-0.0986***	(0.0069)	-0.1624***	(0.0087)	0.0026	(0.0115)
Recibe remesas=1	-0.0393	(0.0338)	-0.0396	(0.0439)	-0.0365	(0.0520)
Recibe bono DH=1	-0.1618***	(0.0289)	-0.1662***	(0.0456)	-0.1152***	(0.0365)
Recibe bono discap=1	-0.4470**	(0.2034)	-0.1486	(0.2238)	-0.6677**	(0.3274)
Ingresos de capital=1	-0.0155	(0.0173)	-0.0206	(0.0210)	-0.0121	(0.0294)
Recibe donaciones=1	-0.0317***	(0.0082)	-0.0210**	(0.0089)	-0.0855***	(0.0166)
Zona urbana=1	0.0284***	(0.0058)	0.0359***	(0.0065)	0.0226*	(0.0117)
Núm. obs/Núm. obs>0	48207/24226		25131/8598		23076/15628	

¹⁰*p<0.10, ** p<0.05, ***p<0.01

Se observa que los individuos que recibieron el bono de desarrollo humano, tanto hombres como mujeres, trabajaron menos horas que los que no reciben este beneficio por parte del Estado. Al analizar las regresiones grupal, de hombres y de mujeres se concluye que se trabajó 16.18%, 16.62% y 11.52% menos horas respectivamente. Los individuos que recibieron el bono por cuidar a un discapacitado trabajaron 44.70% menos tiempo que aquellos que no. Esto se puede deber a que este bono tiene el objetivo de que los individuos puedan concentrarse en el cuidado de las personas discapacitadas, sin sacrificar sus ingresos. Asimismo, en este año el recibir donaciones implicó una reducción de aproximadamente el 3% de las horas trabajadas.

En la Tabla 8 se observa el modelo de regresión del logaritmo del salario para el 2016. En la regresión grupal se ve que en este año las mujeres ganan 23.8% menos que los hombres. El retorno de la educación para la muestra completa es de 4.37%; para los hombres este es del 3.71%, mientras que para las mujeres la cifra es de 5.28% más remuneración. De igual manera, la experiencia y la edad muestran retornos positivos sobre el salario. De la regresión grupal se puede observar que los trabajos en las zonas urbanas tienen un pago 9.11% mayor que aquellos en las regiones rurales. En el caso específico de las mujeres, el sueldo en las ciudades es 12.54% mayor que en el campo.

El hablar una lengua extranjera incrementa la elasticidad del salario en aproximadamente 46%, lo que hace de esta una característica valiosa en el mercado laboral. De forma similar, hablar español implica un aumento de 69% sobre el salario de las mujeres y de 34.01% para ambos hombres y mujeres como se observa en los resultados de la muestra completa. En 2016 los empleados del gobierno ganaron 41.25% más que los privados. Las mujeres que forman parte de la burocracia percibieron en 2016 un sueldo 46.29% mayor que aquellas que se emplean de forma particular. Nuevamente se observa que las ocupaciones de jornalero y servicio doméstico son menos remuneradas que el resto.

Finalmente, en cuanto al tema cultural se observa que indígenas, afrodescendientes y montubios perciben un menor salario que los mestizos. Los indígenas y afrodescendientes ganan aproximadamente 6% menos, mientras que los montubios ganan 11.68% que la población mayoritaria en el país. Al analizar las regresiones separadas entre hombres y mujeres se observa

Tabla 8: Modelo de regresión del logaritmo del salario- Modelo Tobit 3 con mínimos cuadrados censurados (T3T-STLS) 2016

	Muestra completa		Hombres		Mujeres	
	T3T-STLS	Std. Error	T3T-STLS	Std. Error	T3T-STLS	Std. Error
Intercepto	4.7712***	(0.1394)	4.9966***	(0.1878)	4.1138***	(0.1557)
Educación	0.0437***	(0.0014)	0.0371***	(0.0015)	0.0528***	(0.0023)
Experiencia	0.0206***	(0.0013)	0.019***	(0.0015)	0.0239***	(0.0025)
Exper. cuadrado	-0.0005***	(0.0000)	-0.0005***	(0.0000)	-0.0006***	(0.0001)
Edad	0.0065***	(0.0006)	0.0077***	(0.0006)	0.0040***	(0.0011)
<i>Dummies:</i>						
Mujer	-0.238***	(0.0114)				
Urbano	0.0911***	(0.0101)	0.0702***	(0.0116)	0.1254***	(0.0186)
Hablar español	0.3401**	(0.1405)	0.1730	(0.1878)	0.6903***	(0.1462)
Lengua extranjera	0.4619***	(0.0423)	0.4612***	(0.0558)	0.4654***	(0.0657)
Lengua indígena	-0.0018	(0.0306)	-0.0114	(0.0339)	0.0306	(0.0454)
Empleado gubernamental	0.4125***	(0.0141)	0.3665***	(0.0181)	0.4629***	(0.0236)
Jornalero	-0.3978***	(0.0128)	-0.3828***	(0.0142)	-0.6398***	(0.0349)
Serv. doméstico	-0.3082***	(0.0264)	-0.1785**	(0.0837)	-0.2560***	(0.0308)
Indígena	-0.0658**	(0.0274)	-0.0422	(0.0353)	-0.1181***	(0.0433)
Afrodescendiente	-0.0621***	(0.0230)	-0.0511*	(0.031)	-0.1035***	(0.0392)
Montubio	-0.1168***	(0.0229)	-0.1485***	(0.0272)	-0.065	(0.0527)
Blanco	-0.0478	(0.0364)	-0.0416	(0.0478)	-0.0505	(0.0594)
Obs>0/ Muestra final	24226 / 23768		15628 / 15364		8598 / 8404	
R cuadrado ajustado	0.319		0.298		0.363	

¹¹*p<0.10, ** p<0.05, ***p<0.01

que los salarios menores son significativos solo para mujeres indígenas y hombres montubios, pero para los dos grupos de afrodescendientes.

5.3.2 Descomposición Oaxaca-Blinder

Para este año el logaritmo del salario promedio de los hombres fue $\ln\bar{W}_m = 5.9397$, mientras que el de las mujeres fue $\ln\bar{W}_m = 5.8987$ lo que implica una brecha salarial del 4.09%.

La descomposición de la diferencia a través de la ecuación uno esta dada por:

$$0.0409 = -0.2802 + 0.3211$$

En este caso se observa, de forma similar a los años anteriores, que de acuerdo a las características reflejadas en el componente explicado, los salarios de las mujeres deberían ser mayores que los de los hombres. En 2016, de acuerdo a esta descomposición, la discriminación en contra de las mujeres fue del 32.11%.

Utilizando la descomposición de la ecuación (2) para 2016 se tiene:

$$0.0409 = -0.1906 + 0.2315$$

Al interpretar la brecha con este enfoque se ve que el componente de discriminación a favor de los hombres es del 23.15%. La Figura 3 indica descomposición de Oaxaca-Blinder de vari-

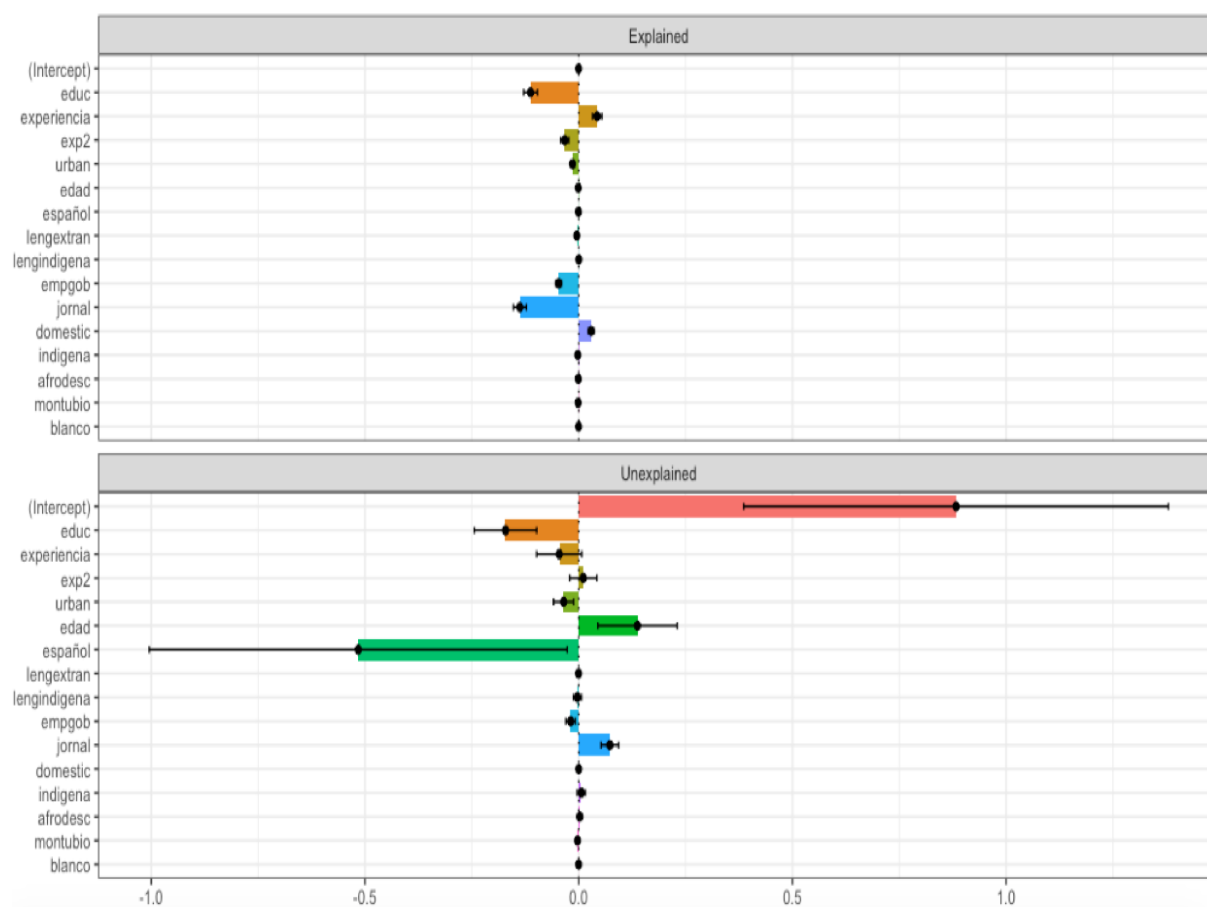


Figura 3: Componentes explicado (explained) y no explicado (unexplained) de la descomposición Oaxaca Blinder 2016 de hombres vs. mujeres

able a variable para 2016. Se puede ver que el componente correspondiente a las características de los individuos se debe en gran medida a la educación, experiencia. De igual manera, las diferencias en este componente están relacionadas con el campo laboral. Al observar el componente de discriminación se puede ver que está influenciado por si se habla español, la educación y edad de los encuestados.

6 Comparación y conclusiones

En los resultados obtenidos para los años 2007, 2013 y 2016 en el modelo de selección STLS se observa que las mujeres trabajan entre 9% y 12% menos horas que los hombres. Asimismo, se observa que los beneficiarios del bono de desarrollo humano del Estado en los tres años analizados deciden trabajar entre 13% y 16% tiempo menos que los que no lo reciben. Aquí cabe recalcar que una mayor proporción de mujeres recibe el bono en comparación a los hombres, por lo que se sugiere que en un futuro se realice un estudio de las interacciones existentes entre este grupo y los ingresos recibidos por conceptos diferentes al salario. Los ingresos por donaciones también disminuyeron las horas trabajadas por los individuos que los recibieron en los tres periodos. Asimismo, se observa que los habitantes de las zonas urbanas trabajaron más tiempo que los de las zonas rurales a lo largo de los tres años.

Al comparar los resultados obtenidos en la segunda etapa de regresiones del modelo de capital humano se observa que la elasticidad de los salarios de las mujeres son menores que las de los hombres en los tres años. Para 2007, 2013 y 2016 las mujeres recibieron un salario menor en 31.87%, 24.52% y 23.8% respectivamente. Se observa una evolución favorable para los ingresos de las mujeres. Otro resultado interesante es que durante los tres años analizados se puede notar que los empleados gubernamentales perciben sueldos mayores que los empleados privados. En 2007 los burócratas percibían 29.71% más que sus contrapartes privadas, mientras que en 2013 esta cifra ascendió a 38.26% más y en 2016 llegó al 41,25%. Esto puede estar relacionado con los factores políticos de la última década y el crecimiento del tamaño del Estado.

Los retornos de la educación para los tres años han oscilado entre el 3.9% y 5% por año adicional. Al analizar las regresiones separadas para hombres y mujeres de los tres años se ve que los retornos de la educación de las mujeres son mayores que los de los hombres. Por otro lado, en los tres casos se observa que el hablar una lengua extranjera resulta beneficioso a la hora de determinar el salario de los individuos.

Otro aspecto importante observado es que en los tres años, los afrodescendientes reciben menores salarios que los mestizos u otros grupos. Únicamente en el año 2016, otros gru-

pos étnicos tienen coeficientes significativos con otras culturas: los indígenas y los montubios perciben menos ingresos que los mestizos en este año.

Al comparar las brechas se puede concluir que hubo una disminución de alta relevancia entre 2007 y 2013: la brecha salarial entre hombres y mujeres pasó del 10.06% al 3.37%. La descomposición de Oaxaca-Blinder arrojó que el componente de discriminación se redujo de entre estos dos años del 30%-37% al 23% y 33%. En el año 2016, la brecha subió moderadamente al 4.09% pero el componente de discriminación se mantuvo similar al 2013.

En los tres años analizados, las mujeres deberían ganar más que los hombres de acuerdo a sus características. Sin embargo, la descomposición permite ver que todavía existe un alto nivel de discriminación en contra de las mujeres y a favor de los hombres en el Ecuador. Los resultados de esta investigación permiten brindar una guía para futuras campañas para la igualdad de género en el país. Estas no deben concentrarse en características como la educación, sino que se deben realizar esfuerzos para eliminar la discriminación.

7 Referencias

- Beblo, M., Beninger, D., Heinze, A., & Laisney, F. (2003). Issues Related to the Analysis of Gender Gaps in Employment, Earnings and Career Progression. Technical report, European Commission Employment and Social Affairs DG.
- Becker, G. (2010). *The Economics of Discrimination*. Economic Research Studies. University of Chicago Press.
- Blinder, A. S. (1973). Wage discrimination: reduced form and structural estimates. *Journal of Human resources*, 436–455.
- Borjas, G. J. & Van Ours, J. C. (2000). *Labor economics*, volume 2. McGraw-Hill Boston, MA.
- Brown, R. S., Moon, M., & Zoloth, B. S. (1980). Incorporating occupational attainment in studies of male-female earnings differentials. *Journal of Human Resources*, 3–28.
- Carrillo, P. (2004). Las Diferencias Salariales entre el Sector Público y Privado en el Ecuador . *Dirección de Estudios del Banco Central del Ecuador*.
- Chew, A. & Vader, A. (s.f). Tobit models and heckman selection:dealing with selection bias cheat sheet. http://courses.washington.edu/pbafadv/student%20presentations/Heckman%20selection%20presentation_V3.docx. Recuperado el 29 de 10 de 2016 de University of Washington.
- Cóndor, J. E. (2010). Discriminación salarial en el mercado laboral por etnia. Master's thesis, Quito: FLACSO Sede Ecuador.
- Dolton, P. J. & Makepeace, G. H. (1986). Sample selection and male-female earnings differentials in the graduate labour market. *Oxford Economic Papers*, 38(2), 317–341.
- Dupuy, A., Fouarge, D., & Buligescu, B. (2009). Development of econometric methods to evaluate the gender pay gap using structure of earnings survey data. *Eurostat Methodologies and Working Papers*.

- Espinoza, N. & Sanchez, L. (2009). Estimación de la brecha salarial entre hombres y mujeres: un análisis por cuantiles para el ecuador. *Repositorio ESPOL*.
- European Comission (2016). Gender pay gap: What are the causes. http://ec.europa.eu/justice/gender-equality/gender-pay-gap/causes/index_en.htm. Recuperado el 29 de 10 de 2016 de European Comission.
- Figueroa, M. & Miranda, G. (2009). La rentas laborales a partir de la educación y de la experiencia laboral en el Ecuador periodo 2003-2008, utilizando el modelo de Mincer y las encuesta de empleo y desempleo urbano del INEC (ENEMDU) (Tesis de pregrado inédita). *Escuela Politécnica Nacional, Quito, Ecuador*.
- Griffith, A. L. (2010). Persistence of women and minorities in stem field majors: Is it the school that matters? *Economics of Education Review*, 29(6), 911–922.
- Griliches, Z. (1977). Estimating the returns to schooling: Some econometric problems. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1–22.
- Heckman, J. J. (1979). Sample selection bias as a specification error. *Econometrica*, 47(1), 153–161.
- Hegewisch, A. & Hartmann, H. (2014). Occupational Segregation and the Gender Wage Gap: A Job Half Done. *Institute for Women's Policy Research*.
- Hoffman, K. & Centeno, M. A. (2003). The lopsided continent: inequality in latin america. *Annual Review of Sociology*, 29(1), 363–390.
- Jolliffe, D. (2002). The gender wage gap in bulgaria: A semiparametric estimation of discrimination. *Journal of Comparative Economics*, 30(2), 276–295.
- Kunze, A. (2008). Gender wage gap studies: consistency and decomposition. *Empirical Economics*, 35(1), 63–76.
- Mincer, J. (1975). Education, experience, and the distribution of earnings and employment: an overview. In *Education, income, and human behavior* (pp. 71–94). NBER.

- Oaxaca, R. (1973). Male-female wage differentials in urban labor markets. *International Economic Review*, 14(3), 693–709.
- Ospino, C., Roldán, P., & Barraza, N. (2010). La descomposición salarial de Oaxaca-Blinder: Métodos, críticas y aplicaciones. una revisión de la literatura. *Revista de Economía del Caribe*, (5).
- Pérez, F. A. & Torresano, D. I. (2015). *Etnia y género en el mercado laboral ecuatoriano: cuatro aplicaciones empíricas para la descomposición salarial*. PhD thesis, Quito: EPN, 2015.
- Rivera, J. (2013). Teoría y práctica de la discriminación en el mercado laboral ecuatoriano (2007-2012). *Analítika: revista de análisis estadístico*, (5), 7–24.
- Van Der Klaauw, B. (2014). From micro data to causality: Forty years of empirical labor economics. *Labour Economics*, 30, 88–97.
- Weichselbaumer, D. & Winter-Ebmer, R. (2005). A meta-analysis of the international gender wage gap. *Journal of Economic Surveys*, 19(3), 479–511.

8 Anexos

8.1 Código de R para la ejecución del modelo año 2007

```

library(truncSP)

library(dplyr)

library(rms)

library(oaxaca)

#Etapa 1

#-----

#Conjunta

datosconjuntos2007=read.csv(file="datosconjuntos2007.csv", header=TRUE, sep=";")

attach(datosconjuntos2007)

stlsConjunto2007=stls(lhoras educ+mujeres+edad+factor(ecivil)+remesas1+bonoDH1+
ingresosk1+ingresosdonac1+urban,beta="ols", point=0, covar=TRUE)

summary(stlsConjunto2007)

detach(datosconjuntos2007)

# Mujeres

datosm2007=read.csv(file="basemujeres2007.csv", header=TRUE, sep=";")

attach(datosm2007)

stlsM2007=stls(lhoras educ+edad+factor(ecivil)+remesas1+bonoDH1+ingresosk1+
ingresosdonac1+urban,beta="ols", point=0, covar=TRUE)

summary(stlsM2007)

detach(datosm2007)

#Hombres

datosh2007=read.csv(file="basehombres2007.csv", header=TRUE, sep=";")

attach(datosh2007)

stlsH2007=stls(lhoras educ+edad+factor(ecivil)+remesas1+bonoDH1+ingresosk1
+ingresosdonac1+urban,beta="ols", point=0, covar=TRUE)

summary(stlsH2007)

```

```

#Corte de bases de datos

#-----

#Conjunta
ajusConj2007x2=fitted(stlsConjunto2007)*2
CPconj2007=filter(datosconjuntos2007,lhoras!="NA")
ajusbaseC2007=cbind(CPconj2007,ajusConj2007x2)
names(ajusbaseC2007)[24] ="ajustadosx2"
baseconjunta2007etapa2=filter(ajusbaseC2007, lhoras>0 & lhoras<ajustadosx2)
write.table(baseconjunta2007etapa2, file="baseconjunta2007etapa2.csv",sep=";",
,row.names=F)

#Mujeres
ajusMuj2007x2=fitted(stlsM2007)*2
CPmuj2007=filter(datosm2007,lhoras!="NA")
ajusbaseM2007=cbind(CPmuj2007,ajusMuj2007x2)
names(ajusbaseM2007)[24]= "ajustadosx2"
basemujeres2007etapa2=filter(ajusbaseM2007, lhoras>0 & lhoras<ajustadosx2)
write.table(basemujeres2007etapa2, file="basemujeres2007etapa2.csv",sep=";",
,row.names=F)

#Hombres
ajusHom2007x2=fitted(stlsH2007)*2
CPhom2007=filter(datosh2007,lhoras!="NA")
ajusbaseH2007=cbind(CPhom2007,ajusHom2007x2)
names(ajusbaseH2007)[24]= "ajustadosx2"
basehombres2007etapa2=filter(ajusbaseH2007, lhoras>0 & lhoras<ajustadosx2)
write.table(basehombres2007etapa2, file="basehombres2007etapa2.csv"
,sep=";",row.names=F)

#Etapa 2

#-----

base2007c2=filter(baseconjunta2007etapa2, lsueldoi=0)

```

