

ESTIMACIÓN DE LA BRECHA SALARIAL POR GÉNERO EN LAS TRECE CIUDADES PRINCIPALES DE COLOMBIA PARA 2017

Angela Quiroga M., Juan Mora B., Andrés Bedoya C.

7 de junio de 2018

Resumen

Este documento estima la brecha salarial existente entre hombres y mujeres, la cual responde a características observables (capital humano) y no observables (como puede ser la discriminación). Dicha brecha se calcula para las trece principales ciudades de Colombia por medio de la metodología de Oaxaca-Blinder (OB), utilizando los datos de la Gran Encuesta Integrada de Hogares (GEIH) para el año 2017. Según el modelo empleado la brecha salarial por género fue del 14,61 % y corrigiendo por selectividad fue de 20,48 %. Por medio del efecto dotación (-7,5 %) y remuneración (20 %) es evidente que existe discriminación laboral afectando a las mujeres.

Abstract

This document estimates the wage gap between men and women, which responds to observable characteristics (human capital) and unobservables (such as discrimination). This gap is calculated for the thirteen major cities of Colombia through the Oaxaca-Blinder (OB) methodology, using data from the Large Integrated Household Survey (GEIH) for the year 2017. According to the model used, the wage gap for gender was 14.61 % and correcting for selectivity was 20.48 %. Through the endowment effect (-7.5 %) and remuneration (20 %) it is evident that there is employment discrimination affecting women.

Palabras clave: Salario, brecha, género, capital humano, discriminación.

Keywords: Salary, gap, gender, human capital, discrimination.

Agradecimientos

Agradecemos a Wilson Rodríguez, profesor de la Escuela Internacional de Ciencias Económicas y Administrativas de la Universidad de la Sabana, por ser nuestro director de proyecto de grado y guiarnos en la construcción de este documento hasta el final.

Índice

Índice	3
1. Introducción	4
2. Revisión de la literatura	5
3. Datos	10
4. Metodología	13
4.1. Ecuaciones de Mincer	13
4.2. Modelo Oaxaca-Blinder	14
4.3. Críticas al modelo	16
4.3.1. Variable Experiencia	16
4.3.2. Jones, 1983	17
4.3.3. Madden, 2000	17
5. Sesgo de Selección Muestral de Heckman (1979)	18
6. Resultados	19
6.1. Descomposición del diferencial salarial	19
6.2. Descomposición del diferencial salarial por ciudad, asalariados, independientes, formales e informales.	23
7. Conclusiones	25
8. Bibliografía	27
9. Anexos	30

1. Introducción

En el año 2000, La Organización de Naciones Unidas (ONU) estableció como tercer objetivo de desarrollo del milenio (ODM 3), "Promover la igualdad entre los géneros y la autonomía de la mujer". Lo anterior con la finalidad de reducir las diferencias entre hombres y mujeres, en términos de acceso a educación, oportunidades laborales y remuneración salarial.

A pesar de los esfuerzos de organizaciones como la ONU y las políticas económicas que han implementado países como Colombia, buscando disminuir las disparidades salariales entre géneros, las mujeres asalariadas reciben menores ingresos por su trabajo, a pesar de estar mejor calificadas que los hombres y en promedio tener 6 % más años de educación que los hombres (Galvis, 2010). La presente investigación encontró que las mujeres pertenecientes al grupo de los asalariados tienen 7,5 % más años de escolaridad que los hombres.

En los hogares donde las mujeres son cabeza de hogar, y toda la responsabilidad económica recae sobre ellas, las brechas salariales repercuten en la calidad de vida de los hogares y por ende en la pobreza nacional. Dado esto, es considerable avanzar en el tema, reconociendo el trabajo de hombres y mujeres por igual (Ministerio de Sanidad, Servicios Sociales e Igualdad, 2013).

Numerosas investigaciones en el país han encontrado que las brechas salariales se presentan por diferencias en las características observables entre hombres y mujeres, pero también existen características que no se pueden observar y estas últimas en muchos casos se atribuyen a discriminación (Tenjo, Ribero, & Bernat, 2005; Tenjo et al., 2005; Tenjo Galarza & Herrera Idárraga, 2009; Galvis, 2010).

El presente trabajo hace distinción entre los trabajadores asalariados y los independientes, además de separar el trabajo formal del informal. Analizando lo anterior en el año 2017, para las trece ciudades principales de Colombia. Partiendo del objetivo de querer encontrar que porcentaje de la brecha salarial se explica por dotaciones en el capital humano y aún más relevante, el porcentaje de dicha brecha que es explicada por el factor discriminativo.

Se sigue como referencia la metodología de Oaxaca-Blinder (OB) siendo la más empleada en temas de brechas salariales para dos grupos poblacionales. Por medio de la estimación, se encuentra que en promedio los hombres ganan 14,61 % más que las mujeres y cuando se corrige la selectividad por el método de Heckman, la brecha salarial se ubica en 20,48 %. Los efectos dotación (-7,75 %) y remuneración (20,61 %) con y sin

corrección, arrojan una evidente discriminación que afecta a las mujeres.

El siguiente documento está estructurado en seis secciones, incluida la presente introducción. En la segunda sección se muestra una revisión de literatura sobre brechas salariales por género. La tercera sección del trabajo presenta los datos utilizados y un conjunto de estadísticas descriptivas. En la cuarta sección se describe el modelo econométrico empleado. En una quinta sección se presentan los principales resultados. Con una sexta y última sección se concluye el trabajo y se sugieren algunas recomendaciones.

2. Revisión de la literatura

Sin igualdad de género, el desarrollo sostenible no es desarrollo ni es sostenible (Observatorio de igualdad de género de América Latina y el Caribe, 2016). La disparidad de salarios entre hombres y mujeres ha despertado el interés de los investigadores para medir la brecha salarial por género, e identificar qué porcentaje de esta se explica por el factor discriminación. A continuación, se revisará alguna literatura referente en América Latina y Colombia, desde finales de la década de 1980 hasta 2018.

Diversas investigaciones en países de América Latina, como: Argentina, Brasil, Bolivia, Chile, Colombia, Ecuador, Perú, Uruguay y Venezuela, reportaron una brecha salarial significativa entre hombres y mujeres para finales de la década de 1980. Las mujeres ganaban entre el 60% y el 85% del salario de los hombres (Psacharopoulos & Tzannatos, 1992). En América Central se reportaron brechas similares con respecto a Sur América (Psacharopoulos & Tzannatos, 1992).

Los resultados en cada una de las investigaciones en países de América Latina a finales de la década de 1980 se pueden interpretar como una discriminación del mercado laboral en contra de la mujer. Esto se debe a que las brechas salariales por género, mencionadas anteriormente, están explicadas, en promedio, en un 80% por el factor discriminación y en un 20% a la diferencia en las características productivas observables -capital humano- (Psacharopoulos & Tzannatos, 1992).

Tenjo, Ribera & Bernat (2005) analizan las diferencias salariales a través de la comparación de seis países de América Latina (Argentina, Brasil, Costa Rica, Colombia, Honduras y Uruguay), el periodo de estudio se dividió en tres periodos de tiempo: a principios de la década de 1980, a fines de la década de 1980 y finalmente, uno a fines de la década de 1990. En primer lugar, según la investigación, la tasa de participación laboral masculina ha estado alrededor de un 70%. En cuanto a la tasa laboral femenina fue mucho más baja, pero se evidencio un aumento, porque a principios de la década de

1980 estaba alrededor de un 34 % y a finales de la década de 1990 aumento a un 50 %. Los países que tuvieron incrementos más altos en participación femenina fueron Brasil, Colombia y Uruguay. En segundo lugar, con respecto al diferencial salarial, desde finales de la década de 1980 a finales de la década de 1990 en América Latina se evidencia una clara tendencia a disminuir; por ejemplo, para 1989 Argentina, Brasil y Uruguay reportaban diferencias de ingreso mensual¹ de 36 %, 55 %, 59 % respectivamente, mientras que para 1990 los mismos países reportaban diferencias de ingreso mensual de 34 %, 40 % y 52 %, respectivamente (Tenjo, Ribero, & Bernat, 2005). En cuanto a la discriminación laboral, los investigadores concluyen que, para todos los países, los hombres tienen la ventaja.

Para los últimos ocho años en América Latina se realizaron numerosas investigaciones sobre brecha salarial por género, buscando el desarrollo y la equidad en los países subdesarrollados. Alma Espino en su trabajo publicado en 2013, tuvo en cuenta la segregación laboral y los desajustes por calificación² sumados al género para analizar las brechas salariales en Uruguay. Bajo la metodología del índice de Duncan y de Bayard et al. (2003) y utilizando los datos de la Encuesta Continua de Hogares para el año 2010, Espino concluyó que el género explica la brecha salarial por encima de la segregación en sectores económicos y actividades laborales, ya que el 87 % de las mujeres estaban ocupadas y la brecha salarial por género era de 77,6 %. En cuanto a los desajustes por calificación, Espino menciona que el caso uruguayo no difiere con otros países donde las mujeres están sobre educadas para los puestos que requieren lo que influye en la brecha salarial por género, ya que son penalizadas por su cualificación (Espino, 2013).

Analistas del Departamento de Estudios Laborales del Instituto Nacional de Estadísticas de Chile utilizaron la Encuesta Nacional de Empleo en el período 2010-2012, y siguiendo la metodología OB encontraron que las mujeres chilenas presentan mayor capital humano que los hombres, pero reciben menor remuneración y tienen menor participación en cargos directivos de administración pública y empresas. Por otra parte, la fuerza laboral femenina chilena se concentra en 85,3 % en el sector terciario de la economía mientras que los hombres presentan una distribución más equitativa con una participación en los sectores terciario 54,7 %, secundario 27,5 % y terciario 17,8 %. Los investigadores concluyen que las brechas salariales chilenas se deben en gran medida al efecto discriminatorio que afecta a las mujeres (Alarcón et al , 2015).

Para el caso colombiano, a finales de la década de 1980 la brecha salarial por género fue la más pequeña, reportando solo un 15 %, si lo comparamos con Bolivia, Argentina y

¹Porcentaje aritmético: Ingreso promedio masculino menos ingreso promedio femenino dividido por ingreso promedio femenino.

²Es un fenómeno que estudia la sobrecalificación y la subcalificación para el empleo, según tipos de ocupación y su incidencia y resultados en el impacto de los resultados económicos.

Uruguay, que tuvieron las brechas salariales por género más altas de la región, alcanzando diferencias de 40 %, 35 % y 34 %, respectivamente (Psacharopoulos & Tzannatos, 1992). También, Eduardo Velez y Carolyn Winter, encontraron para finales de la década de 1980 mediante la metodología de descomposición de Oaxaca, que el 85 % de la diferencia salarial es explicada por factores inexplicables (discriminación). Así mismo, Bolivia y Perú reportaron el mismo porcentaje de discriminación que Colombia en el mercado laboral (Psacharopoulos & Tzannatos, 1992).

Se observó que para el periodo de 1981 a 1998, el incremento de la tasa de participación femenina en Colombia tuvo un importante mas no suficiente progreso, pasando de 34 % a cerca de 50 % (Tenjo, Ribero, & Bernat, 2005). Asimismo, observando la variable del capital humano, tanto en finales de los 90's, como en los primeros años del siglo XXI, se evidencia que dicho capital por parte del género femenino incrementó (Tenjo, Ribero, & Bernat, 2005).

Luz Karime Abadía, utilizó datos del segundo trimestre del año 2003, basándose en la Encuesta Continua de hogares y bajo el modelo de Altonji y Pierret, concluyó que existía discriminación estadística para las mujeres casadas o en unión libre que trabajaban en el sector privado. Además, concluye que, debido al género, las mujeres recibían salarios inferiores en un 15 % respecto a los hombres. La autora de la investigación aseguró que esta situación tendría una disminución en 5 % cada diez años por la experiencia y el aprendizaje de las firmas (Abadía, 2005).

Luisa Bernat, utilizando la misma encuesta que Abadía, elaboró curvas de discriminación para los años: 2000, 2003 y 2006. Bernat aplicó esta metodología para las trece ciudades principales de Colombia. La autora encontró que teniendo en cuenta la experiencia laboral las mujeres que tenían entre 2 y 6 años de experiencia tuvieron una discriminación de 940,4 pesos/hora en el año 2000. Para el año 2003, la discriminación fue de 4370 pesos/hora y en el 2006 dicha discriminación fue de 3643 pesos/hora. Para un rango de experiencia entre 7 y 13 años, la discriminación fue de: 1568 pesos/hora, 5076pesos/ hora y 3951 pesos/hora respectivamente (Bernat, 2007).

Posteriormente, Carlos Cano y Marcela Orozco, en un estudio realizado para la ciudad de Medellín, analizaron el salario promedio de hombres y mujeres, y observaron que entre 2002 y 2006 este fue bastante desigual, con una brecha promedio del 28,4 %. Específicamente, el diferencial promedio en el Área Metropolitana de Medellín fue 23,6 % para 2002 y 28,5 % para 2006 (Cano & Orozco, 2011).

En el 2009, Tenjo y Herrera, siguiendo la metodología OB encontraron que las mujeres

aún con un nivel de capital humano mayor que los hombres, recibían salarios menores. Si lo anterior se viera reflejado en su salario, las mujeres deberían ganar alrededor de 15 % más que los hombres (Tenjo & Herrera, 2009). Alejandro Badel y Ximena Peña, encontraron en su investigación que el sesgo de selección afectaba el resultado de la brecha salarial, ya que sin hacer la corrección esta última era de 40 % y con dicha corrección pasó a ser del 60 % (Badel & Peña, 2010).

Luis Armando Galvis utilizó los datos de la Gran Encuesta Integrada de Hogares (GEIH) para todo el 2009 en las trece principales ciudades de Colombia, con la finalidad de calcular la diferencia salarial en el mercado laboral urbano. A través de la metodología OB mediante regresiones por cuantiles encontró que las diferencias de remuneración se atribuyen al factor discriminativo por género, y dicha situación es más crítica en las ciudades periféricas como Barranquilla y Cartagena que en las ciudades ubicadas más al centro del país. Para Galvis, si las dotaciones fueran las mismas para hombres y mujeres, las mujeres ganarían cifras cercanas a 17 % más que los hombres (Galvis, 2010).

Por otra parte, las brechas salariales son mayores en los grupos donde las personas ganan menos de un salario mínimo. Los resultados para el percentil 50 mostraron que los hombres ganaban en promedio 4 % más que las mujeres y en el percentil 90 de la distribución, el diferencial de salarios que afecta a las mujeres era de 18 %. El estudio además mostró que en términos de capital humano las mujeres tienen en promedio 6 % más años de educación que los hombres, pero reciben menores salarios (Galvis, 2010).

En el año 2014, el trabajo de María Camila Jiménez arrojó que, para cada área metropolitana y el agregado de las trece principales ciudades, la diferencia salarial que favorece a hombres se debe al componente discriminatorio, pues en el 2007 dicho componente era de 18,62 % y aumentó a 20,01 % en el 2012. En el periodo de estudio 2007-2012, Manizales, Bogotá y Medellín ciudades con gran representación dentro de la actividad económica son las que presentan diferencias salariales menores que el promedio nacional (Jiménez, 2014).

Para la región de Santander en el periodo 2012-2014, Alexandra Cortés utilizando la metodología OB encontró que la brecha salarial en promedio se explicaba en mayor medida por un componente no explicado, asociado a un factor discriminatorio que alcanzaba un 24,50 % en 2012 y llegó a ser de 30,37 % en 2014 (Cortés & Flórez, 2016).

Por otra parte, Ricardo Salas agregó el factor de la incidencia de la migración sobre la brecha salarial por género en Colombia. Con base en los datos de la Gran Encuesta Integrada de Hogares para el primer semestre del 2013, el autor concluye que la brecha

salarial por género es mayor cuando se tienen hombres urbanos y mujeres inmigrantes siendo así de 21,2%; pero si lo anterior se mide con mujeres urbanas la brecha es de 18,5%. Principalmente esta diferencia se atribuye a la preparación académica de las mujeres urbanas que es superior a la de las mujeres que han vivido la mayor parte de su vida en áreas rurales. Adicionalmente, Salas Díaz sustenta que el fenómeno de “suelos pegadizos”³ existe en áreas urbanas y rurales pero dicho fenómeno afecta en mayor proporción a las mujeres inmigrantes (Salas Díaz, 2015).

Laura Emiliani, Juan Barón y Lina Sosa en el 2014, se enfocaron en los universitarios recién graduados que hacían parte de la población ocupada y el mercado laboral formal. La metodología utilizada es la de OB y los resultados de la investigación sugieren que en promedio la brecha salarial afecta negativamente a la mujer en un 11%. Otro resultado a considerar es que la elección de la carrera universitaria explica en promedio el 40% de la brecha. Por último, en la parte más alta de la distribución se presenta el fenómeno conocido como “techo de cristal”⁴, en este caso la brecha salarial en promedio perjudica a las mujeres en un 15% (Emiliani et al, 2014).

En el último trimestre del año 2017, el Observatorio Laboral para la Educación (OLE), informó que para el año 2016 el país en lo que refiere a diferencias salariales para graduados en educación superior tuvo un mínimo histórico: 11,8%. Adicionalmente, en títulos tecnológicos, universitarios y de maestría para el mismo año 2016 se evidenció una participación mayor al 50% de mujeres graduadas (Ministerio de Educación Nacional, 2017).

La Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (OCDE) en su Estudio Económico de Colombia publicado en 2017, recopiló información hasta 2015 y presentó resultados que son alentadores para la fuerza laboral femenina del país. En el año 2015, la tasa de empleo de las mujeres se incrementó a 56%, en comparación con el año 2001 donde se encontraba en 46%. Esto contribuye a la reducción de la brecha por género. En gran parte las brechas por género en Colombia se atribuyen a la maternidad temprana, el tiempo empleado a actividades domésticas no remuneradas y la cultura que tienen las empresas de penalizar el tiempo de maternidad de las mujeres (OCDE, 2017).

Jaime Tenjo y Luisa Fernanda Bernat analizaron los años comprendidos entre 2008-2017, con base en las Encuestas Continuas de Hogares para las trece ciudades principales del país y siguiendo la descomposición de Oaxaca concluyen que la brecha salarial por

³Conjunto de tareas domésticas y cuidado del hogar y los hijos que por años se le ha atribuido exclusivamente a las mujeres y en muchos casos esto representa un impedimento para el desarrollo profesional de la mujer.

⁴Son las barreras invisibles dentro del mercado laboral, que no les permiten avanzar profesional y académicamente a las mujeres.

género se encuentra marcada principalmente cuando las mujeres son independientes (Tenjo & Bernat, 2018).

En 1981, para las trece ciudades principales, los hombres asalariados tenían una remuneración de 38,7% en promedio mayor que las mujeres. En 1998, la diferencia salarial en términos generales se ubicó en 14,7%. Entre 2008 y 2011 la tendencia se mantuvo. En el 2017, la diferencia salarial por género en las mismas ciudades se ubica en 7,05%. En el caso de los trabajadores independientes, para el primer caso, los hombres ganaban 67% por encima que las mujeres. En el año 1998, se redujo a un 58%. La brecha salarial para el año 2017 se ubicó en 36% (Tenjo & Bernat, 2018).

Si se habla de salario por hora, las mujeres asalariadas a partir del 2011 ganan más que los hombres, ya que trabajan en promedio 5 horas menos, destinando ese tiempo a cuestiones domésticas y el cuidado de sus hijos. En el caso de las mujeres independientes, la brecha por hora trabajada ha disminuido entre hombres y mujeres, pasando del 28,3% para el 2008 al 18,9% en 2017. Esta situación se puede atribuir a los avances en la legislación, en el país se han venido aprobando una serie de leyes con la finalidad de disminuir la brecha salarial; por ejemplo, la ley 51 de 1981 que estipula, "... la obligación de garantizar al hombre y la mujer la igualdad en el goce de todos los derechos económicos... ", la ley 50 de 1990 que formaliza, "... La continuada subordinación ... del trabajador respecto del empleador, ... sin que afecte el honor, la dignidad y los derechos mínimos del trabajador en concordancia con los tratados o convenios internacionales ... sobre derechos humanos...", la ley 832 de 2003 que pacta, "... garantizar la equidad y la igualdad de oportunidades de las mujeres, en los ámbitos público y privado..." , la ley 1009 de 2006 que concreta, "... el mejoramiento de la situación de las mujeres y de la equidad de género en Colombia..." , también el decreto 1930 del 6 de septiembre de 2013 que determina "Adóptese la Política Pública Nacional de Equidad de Género, ...".

Los trabajadores independientes en su mayoría pertenecen al sector informal y en este caso las implementaciones de políticas laborales no tienen mayor efecto. Igualmente, las mujeres que trabajan como independientes trabajan menos horas que los hombres utilizando ese tiempo para actividades no laborales, como lo son la crianza de los hijos y las actividades domésticas que no tienen remuneración (Tenjo & Bernat, 2018).

3. Datos

Para el presente trabajo se utilizó la Gran Encuesta Integrada de Hogares del año 2017, la cual es representativa para las trece principales ciudades de Colombia. Se eliminaron observaciones correspondientes a las personas que trabajaron sin recibir remuneración,

con valor 0 y missing values, eliminando en total 22,348 observaciones. Además, se eliminaron otras 216,376 observaciones correspondientes a personas que no se encontraban ocupadas y fuera de la edad legal de trabajo. También es importante mencionar que se trabajó con salarios limpios, es decir, no se consideraron las prestaciones laborales ni las horas extras. Sumado a esto, se eliminaron salarios negativos e iguales a 0, eliminando así 13 observaciones. Adicionalmente se eliminaron 2,869 datos atípicos que corresponden a las horas trabajadas semanalmente y el ingreso laboral por hora superiores a tres desviaciones estándar. Resultando así con 139,401 observaciones, la muestra se compone de un 52,61 % de hombres (73334 observaciones) y un 47,39 % de mujeres (66067 observaciones).

A continuación, en la Tabla 1 se presenta la estadística descriptiva de las variables que se utilizaron para la investigación: edad, experiencia y nivel de escolaridad para hombres y mujeres dentro de la muestra.

Tabla 1: Estadística descriptiva de la muestra.

VARIABLES	HOMBRES n=73,334		MUJERES n=66,067	
	Media	Desviación	Media	Desviación
Edad	38,57	12,59	38,75	12,51
Escolaridad ^a	10,33	4,09	11,02	4,14
Salario ^b	\$3262,42	4312,03	\$3406,98	455,726
Experiencia	22,24	14,17	21,73	14,01
Horas trabajadas por semana	49,9	13,02	42,38	15,3

^aCifras presentadas en años

^bSalario por hora

Teniendo en cuenta si los trabajadores pertenecen al grupo asalariados o en caso contrario son independientes, se definió una variable Dummy. A continuación Se presenta la estadística descriptiva en las Tablas 7 y 3. . Por parte de los asalariados, la muestra se compone de un 51,21 % de hombres y un 48,79 % de mujeres. Asimismo, la muestra de los independientes se compone de un 54,58 % de hombres y un 45,42 % de mujeres. Lo anterior, evidencia una muestra equilibrada.

Tabla 2: Estadística descriptiva Asalariados.

VARIABLES	HOMBRES n=73,334		MUJERES n=66,067	
	Media	Desviación	Media	Desviación
Edad	35,80	11,81	36,39	11,53
Escolaridad ^a	11,05	3,76	11,80	3,84
Salario ^b	\$5730,84	4302,50	\$5657,07	4664,35
Experiencia	18,75	12,95	18,59	12,90
Horas trabajadas por semana	49,97	10,81	45,91	11,53

^aCifras presentadas en años

^bSalario por hora

Tabla 3: Estadística descriptiva Independientes.

VARIABLES	HOMBRES n=73,334		MUJERES n=66,067	
	Media	Desviación	Media	Desviación
Edad	42,22	12,65	42,31	12,22
Escolaridad ^a	9,38	4,30	9,83	4,29
Salario ^b	-	-	-	-
Experiencia	26,84	14,41	26,48	14,28
Horas trabajadas por semana	49,80	15,47	37,03	18,43

^aCifras presentadas en años

^bSalario por hora

Se creó una variable Dummy para la formalidad laboral dentro de la muestra, teniendo como referencia el tipo de contrato. El contrato escrito responde a formalidad y el contrato verbal a lo contrario, a continuación se muestra la estadística descriptiva en las Tablas 8 y 5. Por parte de los trabajadores formales, la muestra se compone de 52,73 % de hombres y 47,27 % mujeres. Igualmente, la muestra de trabajadores informales se compone de 52,50 % de hombres y 47,50 % de mujeres. De igual forma, la distribución de la muestra entre hombres y mujeres evidencia una muestra equilibrada en los dos casos.

Tabla 4: Estadística descriptiva Formales.

VARIABLES	HOMBRES n=73,334		MUJERES n=66,067	
	Media	Desviación	Media	Desviación
Edad	36,49	11,43	35,91	10,88
Escolaridad ^a	11,89	3,57	13,14	3,27
Salario ^b	\$5997,94	4758,83	\$6222,21	5243,28
Experiencia	18,59	12,38	16,77	11,57
Horas trabajadas por semana	50,01	9,58	46,55	8,46

^aCifras presentadas en años

^bSalario por hora

Tabla 5: Estadística descriptiva Informales.

VARIABLES	HOMBRES n=73,334		MUJERES n=66,067	
	Media	Desviación	Media	Desviación
Edad	40,27	13,22	41,04	12,64
Escolaridad ^a	9,06	4,03	9,30	3,97
Salario ^b	\$1032,90	2052,63	\$1131,51	1938,75
Experiencia	25,21	14,83	25,74	14,52
Horas trabajadas por semana	49,81	15,26	39,00	18,44

^aCifras presentadas en años

^bSalario por hora

4. Metodología

4.1. Ecuaciones de Mincer

Los autores que han estudiado las diferencias salariales por género primero estiman las ecuaciones de ingreso mincerianas para luego descomponer la brecha salarial entre hombres y mujeres por medio del modelo de Oaxaca-Blinder (OB). Por lo que, las ecuaciones de Mincer son un factor clave para empezar a estudiar las brechas salariales. (Mincer, 1974) estima el logaritmo natural del ingreso como una función de los años de educación y los años de experiencia potencial en el mercado laboral. El modelo básico se presenta de la siguiente manera:

$$\ln Y_i = \beta_1 Edu + \beta_2 Exp + \beta_3 Exp^2 + u_i \quad (4.1)$$

Donde,

y = Ingreso de un trabajador i

Edu = Años de educación

Exp = Los años de experiencia potencial en el mercado laboral

β = Los parametros asociados

U = Un error aleatorio con las características usuales (independencia, valor esperado cero, varianza constante, distribución normal).

Los estimadores β se interpretan como retornos a los diferentes tipos de capital humano, como educación y experiencia potencial en el mercado laboral (Tenjo, Ribero, & Bernat, 2005).

4.2. Modelo Oaxaca-Blinder

A continuación, se presenta el modelo Oaxaca-Blinder (OB), teniendo como referencia el trabajo de Carlos Ospino, Paola Roldán y Nacira Barraza en el año 2009.

La metodología de OB se ha empleado en investigaciones donde se comparan dos grupos: mayorías y minorías, en esta investigación hombres y mujeres respectivamente. Si los hombres reciben salarios mayores que las mujeres teniendo características similares, un porcentaje de la diferencia en remuneraciones se atribuye a discriminación. Para esto se plantea el siguiente coeficiente de discriminación:

$$D = \frac{\frac{W_m}{W_f} - (\frac{W_m}{W_f})^0}{(\frac{W_m}{W_f})^0} \quad (4.2)$$

Donde,

$\frac{W_m}{W_f}$ = Relación salarial hombre-Mujer

$(\frac{W_m}{W_f})^0$ = Relación salarial hombre-Mujer en ausencia de discriminación

En un mercado laboral donde no existe discriminación, los empleadores tienen en cuenta el principio de minimización de costos, dado esto se tiene:

$$\left(\frac{W_m}{W_f}\right)^0 = \frac{MP_m}{MP_f} \quad (4.3)$$

Donde MP_m es el producto marginal de los hombres y MP_f es el producto marginal para las mujeres. El coeficiente de discriminación es la diferencia porcentual en salarios para grupos que son considerados sustitutos perfectos, si no existen dichos sustitutos,

el coeficiente se encuentra restando la relación salarial observada y esta misma en un escenario sin discriminación (Oaxaca, 1973).

Alan Blinder propone estudiar el diferencial que existe entre hombres y mujeres, pero no se sabe si la diferencia puede ser totalmente atribuible a factores como la experiencia y la educación o a otros factores que no son observables.

Plantea entonces una regresión para encontrar la dispersión en el salario individual:

$$Y_i = \beta_0 + \sum_{j=1}^n \beta_j X_{ji} + u_i \quad (4.4)$$

Donde,

Y_i = El logaritmo natural de los ingresos, o salario.

X_{ji}, \dots, X_{ni} = n características observables explicativas de Y_i .

β_i = Coeficientes de cambio de las características observables.

u_i = Se atribuye al factor discriminatorio.

Luego, se plantea una ecuación para medir Y , donde H indica el grupo de salario alto y L el grupo de salario bajo.

$$Y_i^H = \beta_0^H + \sum_{j=1}^n \beta_j^H X_{ji}^H + u_i^H \quad (4.5)$$

$$Y_i^L = \beta_0^L + \sum_{j=1}^n \beta_j^L X_{ji}^L + u_i^L \quad (4.6)$$

Se encuentra el diferencial total de la siguiente manera:

$$\beta_0^H + \sum_j \beta_j^H \bar{X}_j^H - (\beta_0^L + \sum_j \beta_j^L \bar{X}_j^L) \quad (4.7)$$

Así, una parte del diferencial sería:

$$\sum_j \beta_j^H (\bar{X}_j^H - \bar{X}_j^L) \quad (4.8)$$

Y la otra parte saldría de:

$$\sum_j \bar{X}_j^L (\beta_j^H - \beta_j^L) \quad (4.9)$$

Existe también un término de interacción entre las dos ecuaciones anteriores:

$$\left(\sum \bar{X}_j^H - \sum \bar{X}_j^L\right)(\beta_j^H - \beta_j^L) \quad (4.10)$$

Entonces, la porción del diferencial atribuible a diferentes dotaciones está en la ecuación 4.8, la porción del diferencial atribuible a diferentes coeficientes está en la ecuación 4.9, la porción del diferencial que se atribuye a la interacción entre factores observables y la retribución a esos factores está en la ecuación 4.10. Resultando en que la suma de la ecuación 4.9 y la ecuación 4.10 es atribuido a la discriminación existente.

En un mercado laboral en ausencia de discriminación, la estructura salarial para ambos grupos sería la misma, dado esto la discriminación se adjudica al grupo que recibe salarios inferiores. La estimación de una ecuación de salario por mínimos cuadrados ordinarios proporciona una estimación de la estructura salarial.

4.3. Críticas al modelo

4.3.1. Variable Experiencia

Una de las variables que es utilizada por Oaxaca en su trabajo del año 1973, es la experiencia de la persona. Esta variable no cuenta con datos recopilados para la mayoría de fuentes sobre las que se han realizado trabajos. Razón por la cual, Oaxaca (1973) propuso la siguiente proxy:

$$X_i = A_i - E_i - 6 \quad (4.11)$$

Donde, X_i =Experiencia potencial

A_i =La edad de la persona

E_i =El número de años de escolaridad completos de la persona.

La variable proxy descrita anteriormente es muy útil si las personas empezaran a adquirir experiencia laboral justo al final de terminar la preparación educativa, en este caso la experiencia potencial y la real son las mismas. En el caso de los hombres, la variable proxy se acerca a la experiencia actual del individuo ya que los hombres se encuentran presentes en la fuerza laboral por encima que las mujeres, y esto se debe a que estas últimas tienen que hacer pausas para dedicarse a las actividades domésticas y al cuidado de los hijos. Dado esto, hay un problema con la estimación del factor discriminativo, pues la variable proxy de la experiencia para las mujeres se encuentra sesgada (Oaxaca, 1973).

La manera en la que se elaboró la variable proxy ha sido criticada ampliamente por la literatura de brechas salariales. Una manera de mejorar la estimación que se da por el sesgo para la variable proxy en el caso especial de las mujeres, es controlar la cantidad

de niños nacidos de la mujer. Por lo que la variable niños representa el costo de la disminución de las habilidades de la mujer cuando se ausenta del trabajo, destinando este tiempo a la crianza de los menores. Si se controla la variable proxy de la experiencia de las mujeres por el número de hijos y se tiene número de hijos como variable explicativa en el modelo se da un problema de correlación entre variables (Ospino, Roldán, & Barraza, 2011). Conociendo las controversias alrededor de la construcción y uso de esta proxy y adicionalmente con las limitaciones de tiempo en la elaboración de este trabajo, consideramos que utilizar esta variable nos permite acercarnos a la experiencia de los individuos.

4.3.2. Jones, 1983

Uno de los autores que realiza una crítica a Blinder es Jones. En su crítica expone que la parte no explicada de la regresión planteada para encontrar la diferencia en los salarios entre hombres y mujeres no puede ser arbitrariamente atribuible a la discriminación, ya que dicha parte puede resultar no interpretable. Adicionalmente, menciona que se necesitan tener los datos completos de las encuestas utilizadas, para poder usarlos en modelos (Jones, 1983).

Por esto, él plantea una regresión para encontrar un diferencial en el ingreso por género, utilizando como variables, la edad a la que dejó el colegio (variable nominal representada por 5 niveles de estudio) e ingreso anual. Excluyendo la primera categoría, la parte inexplicada del diferencial resulta ser sólo el 6%; mientras que, excluyendo la cuarta categoría la parte inexplicada del diferencial resulta ser la diferencia de β_o por la categoría omitida. Los resultados en comparación con los de Blinder resultan ser muy diferentes cada vez que cambia algo en el método. Además, expone que la parte inexplicada puede resultar grande debido a categorías que no se tienen en cuenta como variable explicativa.

En resumen, (Jones, 1983) expresa que la discriminación no se ve completamente en el término residual, porque el valor de la diferencia en los interceptos depende de las decisiones de medición. Los valores para los coeficientes y el término inexplicado dependen de las decisiones acerca de cómo se imponga una métrica en las variables implicadas en el proceso de discriminación.

4.3.3. Madden, 2000

Por último, otra crítica la hace (Madden, 2000). Él dice que el modelo de OB solo mide la discriminación en el mercado laboral. Por lo que, si existe una discriminación en el acceso a las dotaciones que se recompensan en el mercado laboral, por ejemplo, si las mujeres tienen peor acceso a la educación superior que los hombres, esta metodología

no lo asumiría y tendría a subestimar el grado de discriminación. Para corregir esta limitación, (Madden, 2000) en su estudio mediante la descomposición de OB, usando una técnica presentada por Even y Macpherson (1990), analiza la probabilidad de empleo para hombres y mujeres en las diferencias en las características observables y diferencia en los rendimientos de las dotaciones. Madden demuestra que en un sentido global esta inclusión parece ser de considerable importancia. La metodología es mediante un modelo probit y las variables que utilizan son: edad, educación, salud y algunas variables proxy. Según los autores en un sentido global la inclusión de esta técnica es de considerable importancia, pero en comparación con el modelo clásico OB, la diferencia en cuanto al factor discriminación no es tan significativa, para el tipo de datos que ellos tenían al menos. Para nuestra investigación no realizaremos esta corrección porque los resultados que arroja no son tan significativos y por ende no vemos necesario implementarla.

5. Sesgo de Selección Muestral de Heckman (1979)

El sesgo de selección muestral surge cuando se usan muestras no seleccionadas aleatoriamente para estimar la relación entre variables. Este sesgo puede surgir por dos razones principalmente: decisiones de los agentes económicos, es decir, que los individuos que hacen parte de la muestra se autoseleccionen para pertenecer a determinado grupo y por criterios de los analistas, porque al decidir el diseño de la muestra puede resultar en una mala selección de los grupos que se comparan (Heckman, 1979). Un ejemplo muy usado para entender mejor es la decisión de los individuos de pertenecer o no al mercado laboral, por lo que una persona decidirá ingresar al mercado laboral si el salario laboral es al menos igual a su salario de reserva. Hacer parte del grupo de individuos que trabajan no es aleatorio dado que pertenecer o no pertenecer al mercado laboral viene determinado por una decisión previamente tomada por las personas.

Entonces, cuando se trabaja con modelos de ingresos de los individuos en el mercado laboral, la autoselección de estos individuos genera un sesgo de selección muestral. El procedimiento sugerido por Heckman para tratar con este tipo de problemas es descomponer el modelo en dos procesos, de manera que tendremos un modelo bivariante con dos ecuaciones estimadas básicamente por el método de Mínimos Cuadrados en dos Etapas.

Primero, se estima un modelo tipo Probit para calcular la probabilidad de que un individuo decida o no estar ocupado, de esta estimación se obtiene el estadístico conocido como la razón inversa de Mills que captura la magnitud de dicho sesgo. Segundo, la razón de Mills estimada se incorpora al modelo de regresión original (estimado por MCO) para ser añadido como un regresor más, de esta manera la significatividad de este coeficiente indica la magnitud de sesgo en que se incurriría si no se hubiese incorporado a la regresión

explicativa de la desigualdad salarial. De esta manera, los coeficientes estimados por MCO añadiendo la variable λ , que capta la magnitud del sesgo, son consistentes.

La definición del modelo propuesto por Heckman está dado por una ecuación de interés que corresponde a la ecuación que se busca estimar y de la cual buscamos extraer conclusiones. La ecuación de selección o participación (regresión auxiliar) corresponde a un modelo de elección discreta (Probit o Logit), esta ecuación mide la probabilidad de estar en la muestra. La ecuación de selección y la ecuación de interés pueden tener las mismas variables independientes, a diferencia de la ecuación de selección que deberá contener al menos una variable continua que sea determinante en el proceso de pertenecer o no a la muestra. Cabe aclarar que para no caer en problemas de identificación la variable continua no debe resultar relevante para determinar la variable dependiente.

Ecuación de interés:

$$Y_{1i} = X_{1i}\beta_2 + U_{1i} \quad (5.12)$$

Ecuaciones de selección:

$$Y_{2i} = X_{2i}\beta_2 + U_{2i} \quad (5.13)$$

$$Y_{2i} \begin{cases} 0, Y_{2i}^* \leq 0 \\ Y_{2i}^*, Y_{2i}^* \geq 0 \end{cases} \quad (5.14)$$

La variable Y_2 representa la probabilidad de pertenecer a la muestra: esta variable tomara el valor de uno si y solo si la variable latente Y_{2i}^* es mayor a cero lo que representa que el individuo pertenece a la muestra. Además, solo se observará Y_{1i} cuando $Y_{2i} = 1$, es decir siempre que el individuo permanezca al sector que se esta estudiando (la muestra), se podrá observar la variable Y_{1i} de la ecuación de interés.

6. Resultados

6.1. Descomposición del diferencial salarial

Como ya se mencionó, una de las metodologías más comunes para analizar las diferencias salariales entre grupos es la descomposición de Oaxaca-Blinder. Un resumen de los resultados de la descomposición aparece en la Tabla 6. Se comparan los resultados de la estimación de un modelo tipo Mincer simple y los obtenidos al incluir la corrección por sesgo de selección. Adicionalmente, la Tabla 6 muestra cinco tipos de especificación del modelo a estimar para hombres y mujeres.

En la primera especificación se incluyen variables como la educación, la edad, el cuadrado de la edad y la experiencia. La edad al cuadrado se incluye porque se espera que esta variable capture los posibles efectos no lineales en los retornos a la experiencia. En la segunda especificación, se adiciona a las anteriores variables los efectos fijos por ciudad. La tercera especificación incluye las interacciones entre el sector formal y las ciudades, con el fin de estimar cómo se comporta la formalidad en cada ciudad. De igual forma, en la cuarta especificación se incluye las interacciones entre los trabajadores independientes y las ciudades, buscando los efectos de ser un trabajador independiente dependiendo de la ciudad. Finalmente, la quinta especificación adiciona a las anteriores variables la interacción entre el sector formal-ciudad y la interacción entre independientes-ciudad.

Tabla 6: Descomposición del diferencial salarial en 2017 según la metodología Oaxaca-Blinder para las trece principales ciudades.

Especificación	Diferencia total ($\ln W_H - \ln W_L$)	Efecto Dotación ($X_H - X_L$) β_H	Efecto remuneración ($\beta_H - \beta_L$) X_L	Interacción ($X_H - X_L$)($\beta_H - \beta_L$)
Modelo minceriano simple				
1	14,61	-7,75	20,61	1,74
2	14,61	-8,06	20,73	1,93
3	14,61	-6,43	20,14	0,90
4	14,61	-8,5	20,96	2,15
5	14,61	-6,51	19,79	1,32
Con corrección por sesgo de selección				
1	20,48	-7,85	26,48	1,85
2	17,0,3	-8,10	23,16	1,97
3	15,35	-6,44	20,88	0,91
4	19,46	-8,58	25,81	2,23
5	15,91	-6,513	21,1	1,34

Nota: Las variables explicativas empleadas en cada modelo cambian de acuerdo a: Especificación 1: *edad*, *edad*², *escolaridad* y *experiencia*.

Especificación 2: *edad*, *edad*², *escolaridad*, *experiencia* y efectos fijos por ciudad.

Especificación 3: *edad*, *edad*², *escolaridad*, *experiencia*, efectos fijos por ciudad interacción entre el sector formal ciudad.

Especificación 4: *edad*, *edad*², *escolaridad*, *experiencia*, efectos fijos por ciudad e interacción entre independientes-ciudad.

Especificación 5: *edad*, *edad*², *escolaridad*, *experiencia*, efectos fijos por ciudad, formal, independiente, interacción entre el sector formar-ciudad e interacción entre independientes-ciudad.

Fuente: Cálculos de los autores con base en la GEIH.

Según el diferencial salarial predicho por el modelo, se encuentra que en promedio los hombres ganan 14,61 % más que las mujeres en el 2017 (ver Tabla 6). Se encontró que la brecha se explica en gran medida por el efecto remuneración a las dotaciones, lo que se puede ver como discriminación laboral. Porque para todos los casos las mujeres tienen mayores niveles de capital humano, esto hace que el componente explicativo (efecto dotación) fuera negativo, aproximadamente del -7,5 %, es decir, por dotaciones, y ausencia de otros factores, las mujeres deberían recibir un mayor salario en esa magnitud.

Sin embargo, el efecto de remuneración a las dotaciones va en sentido contrario, este efecto indica cuál sería el diferencial salarial si las dotaciones fueran las mismas para hombres y mujeres, al ser positivo quiere decir que los hombres tienen mejores remuneraciones a sus dotaciones de capital humano (atributos observables) (Fernández, 2006). Entonces, con las mismas dotaciones de capital humano, las mujeres ganarían aproximadamente 20 % menos que los hombres, lo que puede evidenciar un alto grado de discriminación en contra de las mujeres. Sin embargo, el efecto remuneración no solo es el resultado de las diferencias en la remuneración por las dotaciones de capital humano observable (Educación, edad, experiencia, etc...) sino que puede incluir también diferenciales a características no observables, como la productividad e inteligencia del individuo, entre otros, por lo cual no se le puede atribuir todo a discriminación (Galvis, 2010).

Debido a la posible existencia de un sesgo de selectividad para ingresar al mercado laboral (población con la cual se hace la estimación de la brecha salarial) se realiza la corrección por Heckman. Para realizar esta corrección, se utilizó la edad de la persona, sus años de escolaridad en conjunto con su estado civil (soltero, casado o divorciado). Para lo anterior se dan resultados diferentes, como por ejemplo un incremento de 2 a 6 puntos porcentuales de la brecha salarial con respecto a las especificaciones del modelo minceriano simple. Como se puede observar en la Tabla 6, cuando se ajusta por sesgo de selección la brecha salarial pasa del 14,61 % al 20,48 %. Teniendo como referencia a (Galvis, 2010), la diferencia por remuneraciones en asalariados pasaba de un 10 % a un 24 % sin y con ajuste de selectividad respectivamente.

Basándonos en lo anterior, la brecha para el grupo de las personas asalariados ha incrementado y perjudica a las mujeres aclarando que el filtro por edad en los trabajos mencionados no fue el mismo, Galvis contempla edades entre 25 y 55 años. Sin embargo, en términos generales, las conclusiones son las mismas con respecto al método sin ajuste por sesgo de selección, dado la brecha salarial entre hombres y mujeres, se explica en gran medida por el efecto remuneración, aunque el efecto dotación siga siendo negativo.

En el apartado de anexos, en la Tabla 10 , se puede observar las contribuciones detalladas (sin corrección por sesgo de selectividad) de los predictores de la descomposición del diferencial salarial promedio de hombres y mujeres para la especificación 5: edad, edad², escolaridad, experiencia, efectos fijos por ciudad, formal, independiente, interacción entre el sector formal-ciudad e interacción entre independientes-ciudad.

A continuación, se va a evaluar qué parte de la brecha salarial por género se debe a diferencias en educación y cuánto se debe a las diferencias en la experiencia laboral, del mismo modo se determinará qué parte de la brecha no explicada está relacionada con

los diferentes rendimientos de la educación y cuánto está relacionado con los diferentes rendimientos de la experiencia laboral.

Como principales resultados, se encontró que la brecha salarial por género se debe en un -6% a diferencias en educación, es decir, si el salario dependiera solo de la educación de estos dos grupos, las mujeres ganarían 6% más que los hombres. En cuanto a los rendimientos en la educación, estos también aportan en la disminución de la brecha, con un -11%, lo que quiere decir que, si hombres y mujeres tuvieran la misma educación, las mujeres ganarían 11% más que los hombres. La educación fue la variable que más ayudó a disminuir la brecha salarial por género, porque restó al diferencial un -15%.

En cuanto a la experiencia potencial, la brecha salarial entre hombres y mujeres se debe en su mayoría a los rendimientos en la experiencia más no a las diferencias de esta. Es decir, si el salario dependiera de la experiencia potencial, las mujeres ganarían tan solo 0,07% más que los hombres. Sin embargo, si ambos grupos tuvieran la misma experiencia, el mercado recompensaría mucho más a los hombres, ya que el diferencial salarial sería del 11%.

La mayoría de las variables de control regionales, aportan de manera positiva al diferencial salarial a favor de los hombres, Montería es la ciudad que más aporta a esta brecha salarial con 1,4%, mientras que Cartagena y Pereira son las que menos aportan, ambas con 0,2%. Por otro lado, Manizales es la única Ciudad que resta al diferencial salarial por género con un -0,1%. En cuanto a las variables control formal e independiente, ambas restan al diferencial salarial total, la variable formal en un -4% e independientes en un -7%. Esto quiere decir que la brecha salarial por género en el sector formal y en los trabajadores independientes tendería a disminuir a favor de las mujeres.

Por último, en cuanto a las interacciones, Formal*Ciudades e Independientes*Ciudades, la mayoría de estas restan al diferencial salarial total. Por lo que, La formalidad e independencia laboral en ciudades distintas a Bogotá, ayuda a disminuir la brecha salarial por género, las ciudades en donde ser formal o independiente que más aportan a disminuir la brecha son Montería, para el caso del sector formal, y Pasto, para el trabajo independiente. Por ejemplo, vivir en Montería y pertenecer al sector formal ayuda a disminuir la brecha salarial en -0,5% con respecto a ser formal en Bogotá. Del mismo modo, ser trabajador independiente y vivir en Pasto hace que la brecha disminuya -0,5% con respecto a ser trabajador independiente en Bogotá.

6.2. Descomposición del diferencial salarial por ciudad, asalariados, independientes, formales e informales.

Los cálculos se efectúan también por ciudades (Ver anexo, Tabla 9), se compara los diferenciales salariales en distintas ciudades de Colombia. En general, el diferencial salarial es positivo para todas las trece principales ciudades, lo que significa que la brecha salarial está a favor de los hombres. Se presta principal atención en los resultados de la ciudad de Bogotá, porque al ser la capital de Colombia, es la ciudad que concentra más fuerza laboral. Tenemos que en Bogotá las mujeres ganan 9,7 % menos salario por hora que los hombres.

Entre otros resultados relevantes, tenemos que en las trece ciudades la brecha más grande se presenta en Montería, en dicha ciudad se presenta un diferencial de 28,3 %, por otro lado, la ciudad cuya brecha es más pequeña es Manizales, con un diferencial de 6,4 %. En adición, las 3 ciudades que más presentan diferencia salarial por discriminación son Barranquilla, Cartagena y Montería; esto sin tener en consideración el sesgo de selección. Si se observan los resultados obtenidos por el modelo para la brecha salarial teniendo en cuenta el sesgo, se encuentra una brecha del 94,2 % en Pasto, lo cual indica que los hombres ganan casi el doble que las mujeres, por otro lado, la brecha más pequeña se presenta en la ciudad de Medellín, con un 1,9 %.

Al descomponer la brecha salarial para las trece principales ciudades, se encontró que, si los retornos a las variables independientes fueran iguales para ambos géneros, las mujeres tendrían un salario por hora 6,5 % mayor que el de los hombres; incluso, si la mujer es asalariada debería ganar un 0,13 % más. Sin embargo, si las variables independientes fueran iguales para ambos géneros, el diferencial sería del 14,9 %. Tiene lógica que se presente un diferencial de este tamaño, ya que como se ha mencionado anteriormente en el trabajo, a lo largo de los años se ha presentado una brecha salarial entre hombres y mujeres, debido a diversos factores, y a pesar de que ha disminuido, sigue existiendo.

Tabla 7: Descomposición del diferencial salarial promedio de hombres y mujeres para asalariados e independientes

	DIFERENCIAL	DOTACIÓN	REMUNERACIÓN	INTERACCIÓN
SIN CORRECCIÓN POR SESGO DE SELECCIÓN				
ASALARIADOS	5,89	-9,06	13,02	1,93
INDEPENDIENTES	29,2	-4,94	33,22	0,91
CON CORRECCIÓN POR SESGO DE SELECCIÓN				
ASALARIADOS	35,68	-9,89	42,80	2,76
INDEPENDIENTES	17,24	-4,94	21,27	0,91

Nota: Los cálculos corresponden a la especificación 2: edad, edad2, escolaridad, experiencia y efectos fijos por ciudad. Adicionalmente, se incluye la variable dummy utilizada para diferenciar entre trabajadores independientes y asalariados. Fuente: Cálculo de los autores con base en DANE-GEIH

Los cálculos se efectuaron también para trabajadores asalariados e independientes, esto con el fin de estimar en cual grupo existe mayor brecha salarial, los resultados se pueden observar en la Tabla 7. Es evidente una reducción de la diferencia en remuneraciones. En 1998, la disparidad de salarios se ubicaba en 14,70 % para asalariados y para no asalariados en 58,61 % (Tenjo et al., 2005). En 2009, la brecha era del 14 % perjudicando a las mujeres asalariadas (Galvis, 2010). En 2017, dicha diferencia salarial predicha por el modelo para asalariados es del 5,89 %, y para no asalariados es del 29,2 %. Estos resultados se pueden explicar porque los periodos de pago y el monto de ingresos no salariales fluctúan principalmente por efectos estacionales y cíclicos (Tenjo et al., 2005).

Por otro lado, lo anterior se puede dar porque los ingresos no salariales también dependen del capital físico y financiero. Por lo tanto, los empleadores e independientes tienen que enfrentarse a un mercado de capitales para solicitar crédito, en el cual las mujeres tienen desventaja porque tienen más dificultad para respaldar créditos. Estas diferencias en el acceso a los mercados financieros y de capital generan diferencias en el ingreso en los trabajadores no asalariados (Tenjo et al., 2005). Sin embargo, cuando se ajusta por sesgo de selección, en el caso de los asalariados la magnitud del diferencial aumenta de manera inexplicable pasando de 5,89 % a 35,68 %, por parte de los trabajadores independientes se reduce aproximadamente 12 puntos porcentuales cuando se ajusta por sesgo de selección.

Tabla 8: Descomposición del diferencial salarial promedio de hombres y mujeres para formales e informales

	DIFERENCIAL	DOTACIÓN	REMUNERACIÓN	INTERACCIÓN
SIN CORRECCIÓN POR SESGO DE SELECCIÓN				
FORMALES	-3,92	-14,16	6,96	3,27
INFOMALES	29,42	-2,66	32,18	-0,10
CON CORRECIÓN POR SESGO DE SELECCIÓN				
FORMALES	51,48	-19,99	62,36	9,12
INFORMALES	13,58	-2,71	16,34	-0,05

Nota: Los cálculos corresponden a la especificación 2: edad, edad2, escolaridad, experiencia y efectos fijos por ciudad. Adicionalmente, se incluye la variable dummy utilizada para diferenciar entre trabajadores independientes y asalariados. Fuente: Cálculo de los autores con base en DANE-GEIH

En cuanto al trabajo formal, en la Tabla 8 se puede observar que el diferencial tiene signo negativo, esto quiere decir que en el sector formal las mujeres ganan 3,92 % más que los hombres porque las mujeres tienen mayor dotación de capital. Esto se puede atribuir principalmente a las regulaciones existentes en el sector formal. Por el contrario, en el sector informal el diferencial es positivo y de gran magnitud, las mujeres ganan 29,42 % menos que los hombres. Cuando se ajusta por sesgo de selección, el diferencial del sector formal no solo cambia de signo, sino que aumenta inexplicablemente, pasando de un -3,92 % a un 51,48 %. En cuanto al sector informal, los resultados con corrección por sesgo de selección son más consistentes con los resultados sin corrección de sesgo de selección, según la Tabla 7 las mujeres ganan el 86,42 % de lo que gana los hombres.

7. Conclusiones

En términos generales para el año 2017 se encontró que la brecha salarial que se presenta entre hombres y mujeres para las trece principales ciudades aún persiste en el mercado laboral, presentándose en mayor medida en el sector informal, esto debido a que han existido diferentes intervenciones al mercado laboral del sector formal. Considerando la percepción que la población tiene sobre la remuneración a los salarios, los resultados reflejan en cierto modo dicha percepción, encontrando que la brecha perdura aún en el mercado laboral beneficiando a los hombres.

Los resultados encontrados arrojan que los hombres ganan en promedio 14,61 % más que las mujeres; esto, a pesar de que las mujeres en comparación con los hombres tienen mayor capital humano. Teniendo en cuenta lo anterior y basándonos en el efecto dotación representado por un -7,75 %, demostrando que las mujeres deberían ser remuneradas con salarios más altos. Por otra parte, entre hombres y mujeres con las mismas dotaciones, teniendo como referencia el efecto remuneración, se evidencia una diferencia salarial del

20,61 % que favorece a los hombres, lo que se traduce en que existe cierto tipo de discriminación laboral en contra de las mujeres. Asimismo, cuando se corrige la selectividad por Heckman, la brecha salarial se incrementa a 20,48 %, donde los efectos dotación y remuneración se comportan igual que en el modelo minceriano.

Adicionalmente, un aspecto importante encontrado en el presente trabajo es que las mujeres estaban mejor educadas que sus pares masculinos. Además, uno de los resultados más relevantes, se da en el caso del trabajo formal, donde las mujeres tienen 1,25 más años de escolaridad respecto a los hombres. Observando el factor de la experiencia, se evidenció que los hombres tienen más años de preparación en comparación con las mujeres. En el único caso que esto se presenta al contrario es en el trabajo informal, donde en promedio las mujeres tienen medio año más de experiencia que los hombres.

Por otra parte, las mujeres tanto en el mercado formal como informal recibieron salarios más altos por hora en comparación con sus pares masculinos. Lo anterior considerando que trabajaban menos horas a la semana, esto se puede presentar porque en muchos casos las mujeres destinan parte de su tiempo para el cuidado de los hijos y las tareas del hogar. La diferencia de horas semanales trabajadas, es mayor en el trabajo independiente, donde los hombres trabajaron 12,77 horas más que las mujeres.

Para finalizar y reconociendo el tiempo limitado en la elaboración de este trabajo, se recomienda que futuras investigaciones contemplen utilizar regresiones por cuantiles, ya que se obtendrían resultados más precisos. De esta manera, mejorar la estimación teniendo en cuenta la dispersión en los salarios y no limitándose únicamente al percentil 50. Por añadidura, somos conscientes de que la metodología empleada para la estimación presenta críticas, sin embargo, es pertinente mencionar que ningún modelo econométrico es del todo perfecto. En ese sentido, como recomendación para trabajos posteriores, se sugiere que no se eliminen los datos atípicos, por el contrario, que sean manejados con la econometría necesaria para tener estimaciones más acertadas y por ende resultados más completos.

8. Bibliografía

Abadía, L. K. (2005). Discriminación Salarial por Sexo en Colombia: Un Análisis Desde la Discriminación Estadística. PONTIFICIA UNIVERSIDAD JAVERIANA FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS Y ADMINISTRATIVAS DEPARTAMENTO DE ECONOMÍA.

Aranguiz Alarcon, J. L., Gonzáles Prado, F., Hernández Ballesteros, M. C., Huracán Riveros, V., & Vera Veliz, X. (2015). MUJERES EN CHILE Y MERCADO DEL TRABAJO. Participación laboral femenina y brechas salariales. Departamento de Estudios Laborales.

Arends, M. (1992). Women's Labor Force Participation and Earnings: The Case of Uruguay. Badel, A., & Peña, X. (2010). DECOMPOSING THE GENDER WAGE GAP WITH SAMPLE SELECTION ADJUSTMENT: EVIDENCE FROM COLOMBIA. *Revista de Analisis Economico*.

Bernat Diaz, L. F. (2007). ¿Quiénes son las Mujeres Discriminadas?: Enfoque Distributivo de las Diferencias Salariales por Género. Borradores de Economía Y Finanzas, (1900–1568).

Blinder, A. S. (1973). Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates. *The Journal of Human Resources*, 8(4), 436–455. <https://doi.org/10.2307/144855>.

Cano, C., & Orozco, M. (2011). Diferenciales salariales en el Área Metropolitana de Medellín, a través de regresiones por cuantiles en el período 2002-2006. *Ecos de Economía*, 32(1), 59–97. Cortés, A., & Flórez, A. (2016). Diferencias salariales por género en el departamento de Santander, Colombia. *Apuntes Del CENES*, 35(61), 267–302.

Emiliani, L. C., Sosa, L. C., & Barón, J. D. (2014). La brecha salarial de género entre los universitarios recién titulados: ¿Qué tanto influye el tipo de carrera universitaria? *Trimestre Económico*, 81(322), 441–477. Espino, A. (2013). Brechas salariales en Uruguay: género, segregación y desajustes por calificación. *Problemas Del Desarrollo*, 44(174), 89–117. [https://doi.org/https://doi.org/10.1016/S0301-7036\(13\)71889-3](https://doi.org/https://doi.org/10.1016/S0301-7036(13)71889-3).

Galvis, L. A. (2010). Diferenciales salariales por género y región en Colombia: Una aproximación con regresión por cuantiles. *Documentos de Trabajo Sobre Economía Regional*, (1692–3715).

Jimenes Amaya, M. C. (2014). Discriminación Salarial en Colombia: Un Analisis de Genero de las Diferencias Salariales en las 13 Areas Metropolitanas 2007 - 2012.

Jones, F. L. (1983). On Decomposing the Wage Gap: A Critical Comment on Blinder's Method. *Journal of Human Resources*, 18(1), 126–130.

Madden, D. (2000). Towards a broader explanation of male- female wage differences. *Applied Economics Letters*, 7(12), 765–770. <https://doi.org/10.1080/135048500444769>

Mincer, J. (1974). The Human Capital Earnings Function (p. 83–96 BT–Schooling, Experience, and Earnings). National Bureau of Economic Research, Inc. Retrieved from <https://econpapers.repec.org/RePEc:nbr:nberch:1767>

Ministerio de Educacion Nacional. (2017). Observatorio Laboral para la Educación: 10 Años Analizando la Graduacion y la Vinculacion Laboral en Colombia.

Oaxaca, R. (1973). Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets. *International Economic Review*, 14(3), 693–709. Ospino, C. G., Roldán, P. R., & Barraza, N. (2011).

Oaxaca-Blinder wage decomposition: Methods, Critique and application. A literature review. *REVISTA DE Economía DEL CARIBE*, 5, 237–274. OCDE. (2017). Estudios Económicos de la OCDE: Colombia. OCDE.

Ospino, C. G., Roldán, P. R., & Barraza, N. (2011). Oaxaca-Blinder wage decomposition: Methods, Critique and application. A literature review. *REVISTA DE Economía DEL CARIBE*, 5, 237–274.

Prada, C. F. (2006). ¿Es rentable la decisión de estudiar en Colombia? *ENSAYOS Sobre Política Económica*, (51), 226–323.

Psacharopoulos, G., & Tzannatos, Z. (1992). Case studies on Women's Employment and Pay in Latin America. *Pharmacy Times* (Vol. 77).

Salas Díaz, R. J. (2015). La incidencia de la migración sobre las diferencias salariales de género en Colombia. *Ensayos Sobre Política Económica*, 33(77), 103–116.

Tenjo, J., & Bernat, F. (2018). Women at Work, Challenges for Latin America, 1–12.

Tenjo, J., Ribero, R., & Bernat, L. F. (2005). EVOLUTION OF THE WAGE GENDER GAP IN SIX COUNTRIES OF LATIN AMERICA: AN ATTEMPT OF INTERPRETATION. Documento CEDE, 7191, 1–59.

Tenjo Galarza, J., & Herrera Idárraga, P. (2009). DOS ENSAYOS SOBRE DISCRIMINACIÓN : DISCRIMINACIÓN SALARIAL Y DISCRIMINACIÓN EN, 1–56.

Velez, E., & Winter, C. (1992). Women's Labor Force Participation and Earnings in Colombia.

9. Anexos

Tabla 9: Resultados de la descomposición del diferencial salarial en 2017 según la metodología Oaxaca-Blinder para las trece ciudades.

Variabes	Dotación	Remuneración	Interacción	Diferencial
Edad	-0,53	19,55	-0,09	18,92
Edad ²	0,08	-18,70	0,04	-18,59
Experiencia	-0,07	10,94	0,25	11,12
Educación	-5,67	-10,92	0,68	-15,91
Medellin	0,03	0,38	-0,01	0,40
B/quilla	-0,22	1,07	0,08	0,93
Cartagena	-0,13	0,33	0,05	0,25
Manizales	-0,02	-0,09	-0,01	-0,12
Montería	-0,21	1,49	0,12	1,40
V/vicencio	0,01	0,37	0,00	0,37
Pasto	0,18	0,80	-0,05	0,93
Cúcuta	0,02	0,35	0,00	0,37
Pereira	-0,01	0,17	0,00	0,16
B/manga	0,03	0,58	-0,02	0,58
Ibagué	0,05	0,54	-0,02	0,57
Cali	0,03	0,25	-0,01	0,27
Formal	0,07	-3,86	-0,02	-3,80
Independiente	-0,13	-7,53	0,40	-7,27
Interacción Formal-Ciudad				
Medellin	0,00	-0,20	0,00	-0,20
B/quilla	0,07	-0,41	-0,06	-0,40
Cartagena	0,01	-0,05	0,00	-0,04
Manizales	0,00	0,19	0,00	0,19
Montería	0,01	-0,52	-0,01	-0,52
V/vicencio	0,00	-0,14	0,01	-0,14
Pasto	-0,08	-0,37	0,03	-0,42
Cúcuta	-0,02	-0,14	0,01	-0,15
Pereira	-0,02	-0,09	-0,01	-0,12
B/manga	0,00	-0,28	0,01	-0,28
Ibagué	0,01	-0,25	-0,01	-0,25
Cali	0,00	-0,06	0,00	-0,06
Interacción Independiente-Ciudad				
Medellin	0,00	-0,19	0,00	-0,19
B/quilla	0,00	0,08	0,02	0,10
Cartagena	0,05	-0,05	-0,02	-0,02
Manizales	0,01	-0,14	-0,03	-0,16
Montería	-0,06	0,19	0,04	0,18
V/vicencio	0,00	0,02	0,00	0,02
Pasto	0,03	-0,47	-0,03	-0,47
Cúcuta	0,00	-0,22	-0,01	-0,23
Pereira	0,00	0,00	0,00	-0,01
B/manga	0,00	-0,21	0,00	-0,21
Ibagué	0,01	0,12	-0,01	0,13
Cali	0,00	-0,07	0,00	-0,07
Constante		27,33		27,33
TOTAL	-6,50	19,80	1,30	14,61

Nota: Los cálculos se hicieron con la especificación 5: *edad*, *edad*², *escolaridad*, *experiencia*, efectos fijos por ciudad, formal, independiente, interacción entre el sector formar-ciudad e interacción entre independientes-ciudad. Fuente: Cálculos de los autores con base en la GEIH.

Tabla 10: Descomposición del diferencial salarial promedio de hombres y mujeres por las trece principales ciudades.

SIN CORRECCIÓN POR SESGO DE SELECCIÓN				
Ciudad	Diferencial	Dotación	Remuneración	Interacción
B/quilla	21,9	-7,2	27,8	1,3
Bogotá	9,7	-6,2	14,9	0,9
B/manga	13,5	-7,9	19	2,3
Cali	15,1	-4,9	19,1	0,9
Cartagena	19,6	-5,8	25	0,4
Cúcuta	12,9	-11,1	20,9	3,1
Ibagué	18,9	-7	24,3	1,6
Manizales	6,4	-9,7	14,4	1,6
Medellín	7,4	-10,2	15,2	2,4
Montería	28,3	-10,7	35,1	3,9
Pasto	15,6	-2,8	18,2	0,2
Pereira	14,3	-6,3	18,8	1,8
V/vicencio	15	-9,2	21,8	2,4
CON CORRECCIÓN POR SESGO DE SELECCIÓN				
Ciudad	Diferencial	Dotación	Remuneración	Interacción
B/quilla	40,8	-7,4	46,8	1,5
Bogotá	6,1	-6,2	11,4	0,9
B/manga	-30,3	-7,6	-24,7	2
Cali	21,1	-5	25,1	0,9
Cartagena	36	-5,9	41,4	0,5
Cúcuta	11,1	-11,1	19,1	3,1
Ibagué	-9,5	-6,7	-4,1	1,4
Manizales	37,5	-10,2	45,6	2,1
Medellín	1,9	-10,1	9,7	2,3
Montería	56,3	-10,9	63	4,2
Pasto	94,2	-2,9	96,8	0,3
Pereira	-6,9	-6,2	-2,4	1,7
V/vicencio	28,3	-9,3	35,1	2,5

Nota: Los cálculos corresponden a la especificación 1: edad, edad2, escolaridad y experiencia. Fuente: Cálculo de los autores con base en DANE-GEIH.