Universidad de La Salle
Ciencia Unisalle

Finanzas y Comercio Internacional

Facultad de Economía, Empresa y Desarrollo Sostenible - FEEDS

1-1-2016

Situación laboral de la mujer en el sector financiero colombiano desde el año 2008 al 2014

Aura María Benavides Suárez
Universidad de La Salle, Bogotá

Lucia Alejandra Gómez Soto
Universidad de La Salle, Bogotá

Erika Yesenia Arias Cucunubá
Universidad de La Salle, Bogotá

Follow this and additional works at: https://ciencia.lasalle.edu.co/finanzas_comercio

Citación recomendada

Benavides Suárez, A. M., Gómez Soto, L. A., & Arias Cucunubá, E. Y. (2016). Situación laboral de la mujer en el sector financiero colombiano desde el año 2008 al 2014. Retrieved from https://ciencia.lasalle.edu.co/finanzas_comercio/112

This Trabajo de grado - Pregrado is brought to you for free and open access by the Facultad de Economía, Empresa y Desarrollo Sostenible - FEEDS at Ciencia Unisalle. It has been accepted for inclusion in Finanzas y Comercio Internacional by an authorized administrator of Ciencia Unisalle. For more information, please contact ciencia@lasalle.edu.co.

SITUACIÓN LABORAL DE LA MUJER EN EL SECTOR FINANCIERO COLOMBIANO DESDE EL AÑO 2008 AL 2014

AURA MARÍA BENAVIDES SÚAREZ
LUCIA ALEJANDRA GÓMEZ SOTO
ERIKA YESENIA ARIAS CUCUNUBÁ

UNIVERSIDAD DE LA SALLE
FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS Y SOCIALES
PROGRAMA DE FINANZAS Y COMERCIO INTERNACIONAL
BOGOTÁ D.C
2016

SITUACIÓN LABORAL DE LA MUJER EN EL SECTOR FINANCIERO COLOMBIANO DESDE EL AÑO 2008 AL 2014

TRABAJO DE GRADO PARA OPTAR POR EL TÍTULO DE FINANZAS Y COMERCIO INTERNACIONAL

AURA MARÍA BENAVIDES SÚAREZ
LUCIA ALEJANDRA GÓMEZ SOTO
ERIKA YESENIA ARIAS CUCUNUBÁ

JAIRO GUILLERMO ISAZA CASTRO
PHD IN ECONOMICS

UNIVERSIDAD DE LA SALLE
FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS Y SOCIALES
PROGRAMA DE FINANZAS Y COMERCIO INTERNACIONAL
BOGOTÁ D.C
2016

Nota de aceptación

_____

_____

_____

_____

Jurado 1

_____

Jurado 2

Bogotá, 11 de Julio del 2016

Resumen

El objetivo de esta investigación es caracterizar la probabilidad de participación laboral de la mujer identificando características observables de su entorno laboral y personal; para este propósito se realizó un estudio cuantitativo, utilizando datos de la GEIH y la MESEP, y métodos econométricos como: El modelo Probit para identificar la probabilidad de participación laboral, la corrección de sesgo de selección de Heckman, la descomposición de Oaxaca para estimar la brecha salarial entre género, el índice de Duncan para calcular y analizar el índice de segregación ocupacional, y por último se calculan las condiciones de subempleo en el sector financiero.

Finalmente los resultados de este trabajo nos conllevan a deducir que la situación laboral de la mujer en los últimos años ha presentado mejoras en aspectos de participación laboral; no obstante, las brechas salariales son evidentes para cada uno de los años en el sector financiero como en el resto de sectores. Las capacidades de la mujer se han subvalorado por sus posibles obligaciones domésticas, si una mujer tiene infantes, dependientes a su cargo, y/o es jefe de hogar, su probabilidad de laborar disminuye, contrario a la probabilidad de participación laboral para los hombres. En cuanto a la segregación ocupacional los resultados son favorables por parte del índice (Índice de Duncan o índice de segregación ocupacional), empero un trabajador sigue subsistiendo en un contexto donde la segregación laboral por género continúa siendo evidente en el mercado de trabajo.

Palabras clave: discriminación, segregación ocupacional, subempleo, brechas salariales por género, descomposición de Oaxaca.

Abstract

The objective of this research is to characterize the probability of labor participation of women, identifying observable characteristics of their work and personal environment; for this purpose it is use to quantitative study, using data from the GEIH and MESEP, and econometric methods as: The Probit model to identify the probability of labor participation, correction of selection bias Heckman, decomposition of Oaxaca to estimate gender wage gap, the Duncan index to calculate and analyze the rate of occupational segregation, and last calculated the conditions of underemployment in the financial sector.

Finally, with the results of this study we deduce that to the employment situation of women in recent years has made improvements in aspects of labor participation; however, wage gaps are evident for each of the years in the financial sector and other sectors. The capabilities of women have been undervalued for its domestic obligations, if a woman has infants, dependents, and / or head of household, the chance of labor decreases, contrary to the likelihood of labor participation for men. Regarding occupational segregation, results are favorable by the index, yet one worker still exists in a context where occupational segregation by gender is still evident in the labor market.

Keywords: discrimination, occupational segregation, underemployment, gender wage gaps, Oaxaca decomposition.

Tabla de contenido

I. Introducción 8
Antecedentes de investigación 12
II. Marco teórico 15
II.I. Enfoque de corte institucional 15
II.I.I. Teoría del enfoque institucional 15
II.I.II. Teoría de corte neoinstitucional 16
II.I.III. Las explicaciones centradas sobre el proceso de trabajo 17
II.II. Enfoque neoclásico 18
II.II.I. La teoría del capital humano 19
II.II.II. El crowding-model 20
II.II.III. Teoría de la discriminación estadística 20
II.II.IV. La teoría de la discriminación basada en gustos 22
II.III. Teoría de la movilidad ocupacional 22
II.IV. Teoría del ciclo vital 23
III. Planteamiento metodológico 24
III.I. Cálculo de los modelos probit 24
III.II. Cálculo del índice de disimilitud 26
III.III. Estimación de las diferencias salariales. 27
III.IV. Cálculo del subempleo 31
III.V. Datos 32
III.VI. Hechos estilizados 33
IV. Resultados 44
IV.I. Modelos probit para estimar la participación laboral en el sector financiero 44
IV.II. Distribuciones del empleo femenino y masculino e índices de segregación ocupacional 49
IV.III. Brechas salariales con corrección de sesgo de selección por Heckman (1979) y descomposición de Oaxaca (1973). 52
IV.IV. Subempleo según la metodología del Departamento Nacional de Estadísticas –DANE 58
Conclusiones 60
Recomendaciones 62
Bibliografía 63
Anexos 66

Índice de gráficos

Gráfica 1. Escolaridad de hombres y mujeres que laboran en el sector financiero y en otros sectores de la economía para los años 2008 a 2014. 33
Gráfica 2. Educación superior de hombres y mujeres que laboran en el sector financiero y en otros sectores de la economía para los años 2008 al 2014. 34
Gráfica 3. Hombres y mujeres que presentan un compromiso, en el sector financiero y en otras ramas de la economía para los años 2008 al 2014. 35
Gráfica 4. Hombres y mujeres que son jefes de hogar en el sector financiero y en otras ramas de actividad para los años 2008 al 2014. 36
Gráfica 5. Hombres y mujeres que laboran en el sector financiero y en otras ramas de actividad con infantes menores de 1 año de edad, para los años 2008 al 2014 37
Gráfica 6. Hombres y mujeres que laboran en el sector financiero y en otras ramas de actividad con niños entre 1 año y 6 años de edad para los años 2008 al 2014. 38
Gráfica 7. Hombres y mujeres que laboran en el sector financiero y en otras ramas de actividad con personas menores de 18 años y mayores de 65 años de edad a su cargo, para los años 2008 al 2014. 39
Gráfica 8. Población económicamente activa por sexo que labora en el sector financiero y en otras ramas de actividad, para los años 2008 al 2014. 40
Gráfica 9. Ingresos laborales diarios de hombres y mujeres que laboran en el sector financiero y en otros sectores de la economía, para los años 2008 al 2014. 41
Gráfica 10. Experiencia laboral de hombres y mujeres que laboran en el sector financiero y en otros sectores de la economía, para los años 2008 al 2014. 42
Gráfica 11. Efecto de impacto de una variable dummy en la probabilidad de ocurrencia de un evento F(Z). 44

Índice de tablas

Tabla 1. Efectos marginales o de impacto de modelo probit sobre la probabilidad de que una mujer pertenezca a la fuerza laboral del sector financiero colombiano 2008-2014..... 48
Tabla 2. Efectos marginales o de impacto de modelo probit sobre la probabilidad de que un hombre pertenezca a la fuerza laboral del sector financiero colombiano 2008-2014..... 49
Tabla 3. Distribuciones ocupacionales masculinas y femeninas e índices de segregación para el sector financiero y el resto de sectores en la economía durante los años 2008 al 2014..... 51
Tabla 4. Participaciones ocupacionales masculinas y femeninas durante los años 2008 al 2014 51
Tabla 5. Ecuaciones robustas de ingresos para las mujeres del sector financiero corregidas por sesgo de selección para los años 2008-2014. 54
Tabla 6. Ecuaciones robustas de ingresos para los hombres del sector financiero corregidas por sesgo de selección para los años 2008-2014. 55
Tabla 7. Diferencial total de ingresos laborales para el sector financiero con corrección de sesgo de selección para los años 2008 al 2014. 57
Tabla 8. Diferencial total de ingresos laborales para el resto de sectores con corrección de sesgo de selección para los años 2008 al 2014. 57
Tabla 9. Tasas de subempleo para hombres y mujeres que laboran en el sector financiero. 60

I. Introducción

A lo largo de la historia colombiana la lucha por los derechos de la mujer ha presentado diversos hitos. En los años veinte, Georgina Fletcher y Ofelia Uribe fueron líderes de un grupo de mujeres que iniciaron un movimiento encaminado a obtener igualdad de condiciones civiles para mujeres; como resultado de este movimiento el presidente Olaya Herrera[1] reconoció por medio de la Ley 28 de 1932, con el Decreto 1972 de 1933, el derecho a la mujer de administrar sus bienes como propiedad individual, así como el acceso a la cultura y a la educación. En el año de 1936, el Presidente Alfonso López Pumarejo[2] incluyó en la reforma constitucional una cláusula que autorizaba a la mujer a desempeñar cargos públicos. Estos interesantes y repentinos cambios en la legislación tuvieron un amplio impacto dentro de las mismas costumbres de la sociedad, trayendo consigo consecuencias tales como la autorización de la mujer perteneciente a la clase media y alta para emprender estudios de magisterio. Durante este mismo año el obispo de Pasto Diego María Gómez lanzó una condena de excomunión a la Universidad de Nariño por atreverse a autorizar en este mismo año el ingreso de las mujeres a sus aulas de clase. Por otro lado, el historiador académico Germán Arciniegas se opuso también al ingreso de la mujer en la universidad, que según palabras exactas dichas por él, representaba una pérdida de tiempo: "la mujer no es un sujeto competente para ciertos menesteres y profesiones que pertenecen y corresponden a los hombres" (Henderson, James D, 2001, pág. 382). Además, en su papel como ministro de educación, orienta la formación de la mujer exclusivamente a profesiones denominadas "femeninas" como trabajo social, enfermería, o magisterio. Jorge Eliecer Gaitán[3] fue por el contrario uno de los mayores defensores del ingreso de la mujer a la Universidad.

En 1937 se abre el Instituto Pedagógico Nacional para señoritas con énfasis en la formación de educadoras, asistentes y cursos de estudios superiores; proceso que culmina con la creación de las facultades de educación y escuela normal superior durante la República liberal, y finalmente dentro de la Universidad Pedagógica Nacional femenina en 1955.

[1] Enrique Alfredo Olaya Herrera fue un político colombiano, Presidente de Colombia del 7 de agosto de 1930 al 7 de agosto de 1934.
[2] Alfonso López Pumarejo fue un empresario y político colombiano. Presidente de Colombia en los períodos de 1934-1938 y 1942-1945 por el Partido Liberal
[3] Jorge Eliecer Gaitán Ayala, fue un político y jurista colombiano, alcalde de Bogotá en 1936, ministro, congresista y candidato a presidente del Partido Liberal a la Presidencia de la República para el período 1946-1950

En el año de 1944 en el gobierno de López Pumarejo fracasa el intento de lograr una legislación favorable al sufragio femenino, el cual fue rechazado por la mayoría de los integrantes en el Senado de la República y la prensa escrita. El segundo intento se dio en el gobierno conservador de Mariano Ospina Pérez[4] en donde el proyecto fue archivado sin discusión previa; sin embargo, fue hasta 1954 durante la constituyente del General Gustavo Rojas Pinilla[5] cuando se impuso su ciudadanía (Atehortúa Cruz & Rojas Rivera, 2005, pág. 268).

Según el Plan Nacional de Desarrollo para Colombia 2014-2018, en las últimas décadas se han vivido situaciones de mejora en la posición de la mujer, y se han tomado medidas legales que promueven la igualdad de género, tales como los Artículos 13 y 43 de la Constitución Política de Colombia, o el Artículo 143 del Código Laboral, los cuales establecen que los empleadores deberán pagar salarios iguales para trabajos iguales. También la Ley 50 de 1990 que protege los derechos laborales de la mujer embarazada y la Ley 581 de 2000, o Ley de cuotas que reglamenta la adecuada participación de la mujer en los niveles decisorios de las diferentes ramas y órganos del poder público (Corte Constitucional de la República de Colombia, 2000). No obstante los indicadores del Ministerio del Trabajo muestran que la participación laboral total en Colombia es de 76% para los hombres, y 54% para las mujeres; es evidente cómo la discriminación por sexo influye negativamente en el desarrollo pleno de la mujer, lo cual se refleja en el mercado laboral con serias desigualdades y baja participación en cargos de poder y toma de decisiones (Ministerio de trabajo, 2013)**.**

El sector financiero es uno de los sectores más dinámicos de la economía; la Superintendencia Financiera informó que en 2014 los activos del sistema financiero crecieron 14.1% y se ubicaron en $1.099 billones frente a los $963 billones del 2013, cifras caracterizadas por el aumento de empleabilidad que dicho sector ofrece en el país. El sector financiero comprende: establecimientos de crédito, sociedades de servicios financieros, sociedades de capitalización, entidades con régimen especial, entidades aseguradoras, intermediarios de seguros y reaseguros (Asobancaria, 2013). Aunque del total de personas que laboran en el sector financiero el 64% corresponde a las mujeres según el Banco de la República, las brechas salariales por género en Colombia siguen siendo

[4] Luis Mariano Ospina Pérez, fue un ingeniero y político colombiano, que ostentó la Presidencia de la República de Colombia entre 1946 y 1950.

[5] Gustavo Rojas Pinilla fue un militar, ingeniero civil y político colombiano que tras un golpe de Estado al titular Laureano Gómez, ocupó la presidencia de Colombia del 13 de junio de 1953 al 10 de mayo de 1957.

notorias y profundas, la remuneración promedio de las mujeres está entre un 13% y 23% inferior al de los hombres con la misma edad y los mismos niveles educativos (Peña, y otros, 2013, pág. 14)**.**

Varios estudios previos han evaluado las brechas salariales en diferentes ciudades metropolitanas hasta el año 2012, involucrando todo el mercado laboral y sin tener en cuenta la caracterización específica del sector financiero; razón por la cual el presente trabajo se concentra en los años 2008 al 2014, evaluando aspectos de los trabajadores en el sector financiero, utilizando instrumentos de medida que en unión con los micro datos proporcionados por la Gran Encuesta Integrada de Hogares (GEIH) y la Misión para el Empalme de las Series de Empleo (MESEP) realizadas por el Departamento Nacional de Estadísticas (DANE), nos facilitan un amplio análisis de la situación laboral de la mujer en este sector. Por esta razón la pregunta de investigación que surge es **¿Cuál ha sido la situación laboral de la mujer en el sector financiero colombiano desde el año 2008 al 2014?**

En concordancia con lo anterior, la hipótesis que se plantea en la investigación es que, la situación laboral de la mujer a lo largo de los últimos siete años ha presentado mejoras en aspectos de empleabilidad y participación; sin embargo, las capacidades de la mujer se han subvalorado por acontecimientos exógenos que las han acompañado a lo largo de la historia, como las obligaciones domésticas, baja acumulación de stocks en conocimiento y educación, el papel de la maternidad, entre otros mitos creados alrededor del género femenino. El porcentaje de participación mencionado anteriormente no refleja la verdadera segregación ocupacional dentro de las instituciones que pertenecen al sector financiero. En Colombia se ha vivido una penosa inequidad salarial de las mujeres respecto a la de los hombres, la cual según el Ministerio de Trabajo es de alrededor 21% para el año 2013.

Para la confirmación o negación de esta hipótesis la metodología propuesta es de carácter cuantitativo, la cual se desarrollará por medio de cuatro objetivos específicos. El primero busca caracterizar la probabilidad de participación laboral de las mujeres en el sector financiero en Colombia; el segundo, evaluar y calcular el índice de segregación ocupacional por género en el sector financiero Colombiano; el tercer objetivo es identificar los niveles de discriminación salarial entre mujeres y hombres que laboran en el sistema financiero en Colombia; y el último consiste en

calcular el subempleo entre género de las personas que laboran en el sector financiero Colombiano. Todos los objetivos para los siete años de estudio del 2008 al 2014.

Esta monografía contiene cuatro capítulos de los cuales la introducción es el primero y se incluyen los antecedentes. El segundo capítulo presenta el marco teórico en el cual se discute los enfoques teóricos sobre discriminación y segregación por género. El tercer capítulo presenta la metodología econométrica escogida para la presente investigación, la cual se basa en ecuaciones de ingresos (también conocidas como mincerianas) que permiten hacer estimaciones de los factores determinantes de los ingresos laborales; igualmente se explica la descomposición de Blinder-Oaxaca para identificar el origen y estructura de las diferencias salariales por género. El cuarto capítulo muestra los resultados y los discute a la luz de la revisión de la literatura precedente, además de un resumen de hallazgos y algunas recomendaciones para investigaciones futuras.

Antecedentes de investigación

A continuación, se menciona la literatura relacionada con los temas de investigación concernientes con la metodología del presente trabajo, además de estudios que emplearon métodos similares y/o diferentes sobre la segregación ocupacional y discriminación salarial.

Oaxaca (1973) resalta en su estudio las diferentes influencias que genera una distribución ocupacional desfavorable de las trabajadoras femeninas, teniendo como objetivo principal estimar el promedio de la discriminación de las mujeres que están en la fuerza laboral de los Estados Unidos, y suministrar una estimación cuantitativa de dónde provienen las diferencias salariales entre hombres y mujeres. Dicha técnica fue empleada por Fernández (2006) quien utiliza la Encuesta de Calidad de Vida realizada por el DANE en los periodos 1997-2003. El objetivo se concentró en analizar los determinantes de la brecha salarial en varios puntos de la distribución de ingresos y no únicamente sobre la media. La metodología aplicada parte de las ecuaciones de ingresos donde lleva a cabo una descomposición de los diferenciales salariales, además, realizó la estimación por medio de la técnica de Regresiones por Percentiles desarrollada por Koenker[6] y Bassett[7] (1978). Los resultados sugieren que la brecha salarial no se explica por las diferencias en características productivas de hombres y mujeres sino por diferencias en las remuneraciones percibidas. La principal razón por la cual las mujeres ganan menos que los hombres es la diferencia en horas trabajadas, según este estudio las mujeres empiezan a presentar salarios por hora mucho menores que los hombres; por ejemplo en el año 2003, se estima que en el percentil 95 las mujeres ganan un 11.5% menos que los hombres y en el percentil 99 esta diferencia es del 29%.

De igual forma Ñopo, Hoyos y Peña (2010) usan como alternativa paramétrica la descomposición Oaxaca-Blinder, y como herramienta la Encuesta de los Hogares realizada por el DANE, tomando tres sub-periodos desde el año 1994 hasta 2006. Como resultado, las brechas se redujeron desde el primero hasta el segundo período, pero se mantuvieron casi sin cambios entre el segundo y tercer, periodo. También Paola Salardi (2012) e Isaza (2012) emplearon la metodología desarrollada por Oaxaca, donde Salardi investiga la magnitud y evolución de ambos géneros, segregación racial y brechas salariales en Brasil entre 1987 y 2006. En primer lugar la autora ofrece la construcción de una nueva re-clasificación armonizada de los códigos laborales a partir de la encuesta de hogares

[6] Roger Koenker, económetra americano, Profesor de Economía y Estadística de la Universidad de Illinois en Urbana Champaign. Koenker es conocido sobre todo por sus contribuciones a la regresión de cuantiles.
[7] Gilbert Bassett, profesor de finanzas con Pdh de la Universidad de Michigan en 1973.

de Brasil (PNADs). En segundo lugar se analiza la estructura ocupacional en Brasil así como la segregación ocupacional basada en aspectos raciales y de género. En tercer lugar se investiga la magnitud y la evolución de las brechas salariales por género mediante la descomposición realizada por Oaxaca y Blinder (1973). Isaza por su parte, en su investigación *Occupational segregation, gender wage differences and trade reforms: empirical applications for urban Colombia*, emplea índices ocupacionales con el fin de examinar la evolución de la segregación de género y la segregación ocupacional en las brechas salariales, seguido de una descomposición de Oaxaca que determina los cambios de estas diferencias en el tiempo, estimando como conclusión principal, que los aumentos de los flujos comerciales se asocian a una mayor participación del empleo femenino. A la par Bernat (2005) con los datos de la ECH de los años 2000 a 2004, en las siete principales ciudades de Colombia, y clasificando la población en asalariados y no asalariados, identifica tres causas que generan la brecha salarial: experiencia, capital humano y puestos compensatorios por las empresas y el trabajador; Bernat utiliza la teoría Oaxaca-Blinder (1973) para medir la discriminación y rentabilidad de la educación, obteniendo como resultado que los retornos a la educación en el grupo de los asalariados es mayor en las mujeres que en los hombres (especialmente en Barranquilla, Bucaramanga y Manizales); no obstante, los retornos para los hombres parecen aumentar con el tiempo, mientras los de las mujeres disminuyen. En el caso de los no asalariados los retornos para hombres y mujeres crecieron en el tiempo, aun así existe una diferencia en retornos a favor de los hombres.

Por otro lado, el modelo probit[8] es un modelo econométrico utilizado para medir probabilidades de comportamiento en una variable dicótoma, autores como Ribero y Meza (1997) emplearon este modelo para analizar los cambios en los determinantes de participación laboral tanto de los hombres como de las mujeres para el periodo de 1976 a 1995, obteniendo como resultado, que a medida que pasa el tiempo las mujeres han venido retirándose del mercado laboral, debido a las facilidades de acceso a la educación. Por otro lado los hombres continúan laborando debido a variables como el estado civil y la formación académica. Igualmente Tenjo, J. y Ribero, R. (1998) plantearon como objetivo una investigación de aspectos microeconómicos sobre el funcionamiento del mercado laboral, especialmente en una población juvenil, tomando en cuenta determinantes

[8] Es un modelo econométrico que surge de la función de distribución acumulativa (FDA). Véase "Econometría" de Gujarati Damodar N, pág. 586-593.

como la participación laboral y el desempleo, que permiten distinguir la incidencia y duración del empleo y que facilitan el análisis del funcionamiento y la evolución del mercado laboral, mediante una función tipo probit, la cual evidenció que la participación laboral disminuye conforme aumenta la familia. Así mismo Uribe, Ortiz y García (2008) realizaron una investigación sobre la informalidad y el subempleo en Colombia, donde enfatizan la diferencia de estos dos términos y recalcan la deficiencia en la calidad de empleo, además del análisis conjunto de estas variables mediante modelos econométricos que incorporan la relación de términos de error bajo un modelo probit bivariado. Este es el primer trabajo desarrollado en Colombia que incorpora estos dos términos, y que encuentra correlación entre las variables, incluyendo además los bajos niveles de ingresos, de educación y las malas condiciones laborales.

El índice de disimilitud o índice de Duncan lo aplicaron autores como Anker, Richard y Catherine Hein (1986) en una investigación sobre dicho índice, para calcular la tasa de representación y el porcentaje de la fuerza laboral en ocupaciones dominadas por hombres en 58 países en desarrollo, cuyos años base fueron 1960, 1970 y 1980 (Montero González, Hernández Peinado, & Camacho Ballesta, 1985, pág. 7). Las conclusiones presentadas estimaron que las mujeres están sobre representadas en términos profesionales, técnicos y de servicios incluyendo además que las mujeres están ocupando cargos administrativos, gerenciales y de producción, donde la mayoría de estas ocupaciones están dominadas por hombres. Tenjo (2000) incluye el cálculo del índice de Duncan, donde realiza una investigación sobre la evolución del empleo y los salarios de hombres y mujeres en el sector financiero en los años noventa, tomando como base las encuestas de hogares de marzo realizadas por el DANE en cada año. La metodología empleada se realizó en base a un procedimiento estadístico, del mismo modo el trabajo analiza la evolución del empleo y los salarios, concluyendo que la participación de la mujer se ha acentuado y que el sector financiero ha empleado mayor mano de obra femenina que masculina pese a que su participación sea menor; además, menciona la existencia de diferencias salariales entre género ya que en su periodo de estudios los hombres tenían mayores salarios que las mujeres a causa del nivel educativo y del cargo directivo. Y por último Abadía (2005) estudió la discriminación estadística en el mercado laboral colombiano. El modelo de discriminación sugiere que las empresas tienen información imperfecta sobre las habilidades de los individuos más jóvenes con poca experiencia laboral. Finalmente en el trabajo se concluye que la diferencia salarial dependería más de características observables de los individuos, como el género y la educación, entre otros factores.

II. Marco teórico

Para estudiar la evolución de la situación laboral de la mujer es necesario tener en cuenta numerosas teorías construidas alrededor del tema. En materia de discriminación (entendido el concepto de discriminación para esta investigación como un trato diferente que se le da a una persona por motivos de sexo, raza, religión, entre otros), y segregación ocupacional (concepto al que se refiere esta investigación como la tendencia de emplear a los hombres y las mujeres en diferentes ocupaciones) se plantean dos enfoques principales: el enfoque de corte institucional y el enfoque neoclásico, además dos teorías complementarias sobre movilidad ocupacional y ciclo vital que permiten reconocer las dificultades e imperfecciones que existen en el mercado laboral, y proponen diversas teorías que refuerzan sus perspectivas.

II.I. Enfoque de corte institucional

El enfoque institucionalista y posteriormente el neoinstitucionalista, atribuyen una importancia específica a las instituciones y estructuras que incorporan normas, operaciones, organizaciones y demás variables del sistema político que generan una influencia en el comportamiento, relaciones, conducta y estabilidad de los gobiernos (Giddens, 2011)[9] estas teorías analizan de manera profunda aspectos socioculturales por los cuales se genera discriminación y segregación en la sociedad. Por su parte García[10] (1989) ofrece en su estudio "Patrones de desigualdad social en la sociedad moderna" dos teorías institucionales que ayudan a la explicación de los fenómenos mencionados; la primera la teoría del enfoque institucional y en segundo lugar las explicaciones centradas sobre el proceso de trabajo. Sin embargo, para dar sustentación al enfoque neoinstitucional se agrega la teoría nueva institucional seguida de la primera teoría que plantea García.

II.I.I. Teoría del enfoque institucional

Parte del supuesto que el mercado laboral no se desarrolla en un ambiente de competitividad, puesto que colaboradores como empleadores respaldan su conducta entre restricciones institucionales, estas restricciones institucionales son definidas por Ana García en su libro "Desarrollo Económico" donde según la autora:

[9] Anthony Giddens es un sociólogo inglés, reconocido por su teoría de la estructuración y su mirada holística de las sociedades modernas

[10] Ana M. García de Fanelli. Investigadora del COCINET (El Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas) y CEDES (Centro de Estudios de Estado y Sociedad)

> Las principales restricciones institucionales son los mercados de trabajo interno, los acuerdos sindicales que determinan tanto las formas de reclutamiento de personal, como las escalas salariales, y la segmentación de mercados de trabajo en grupos no competitivos sobre la base del género, la raza, minoridad, entre otros (1978, pág. 252).

Gracias a la existencia de dichas restricciones existe en el mercado laboral un tipo de inexorabilidad, es decir como algo inevitable frente a decisiones sobre condiciones de empleo y determinación de salarios.

El modelo supone que el ingreso percibido por un colaborador está determinado por su puesto de trabajo más que por sus capacidades productivas, esto significa que la discriminación salarial evidenciada en las mujeres colaboradoras de diferentes compañías, se explica por la escala de incorporación de las mismas en el mercado de trabajo primario.

Por medio de la teoría del enfoque institucional se pueden analizar los aspectos socioculturales que conllevan a la discriminación y segregación de la mujer en la sociedad. Según esta teoría las mujeres que intervienen en el mercado laboral explican su comportamiento con base a restricciones institucionales que son, en primer lugar el mercado de trabajo interno, el cual permite distinguir entre dos tipos de segmento de trabajo, el primero denominado mercado de trabajo primario, donde se perciben mejores condiciones laborales para las mujeres, estabilidad y oportunidades de desarrollo interno en la empresa, contrario a los efectos del segundo segmento denominado mercado de trabajo secundario donde las mujeres están sujetas a malas condiciones de trabajos discontinuos y con pocas oportunidades de avance dentro de la organización. La segunda restricción institucional son los acuerdos sindicales quienes pueden determinar la escala salarial, así como el reclutamiento de personal en la empresa, y para finalizar la última restricción se refiere a la segmentación de trabajo producido por las condiciones de género debido a su baja competitividad.

II.I.II. Teoría de corte neoinstitucional

La teoría neoinstitucional parte de los años noventa con una metodología institucional descriptiva, apoyándose en la política comparada ya sea a nivel de gobiernos, partidos, parlamentos, entre otros. De igual forma resalta en primer lugar la importancia de las instituciones; en segundo lugar la combinación de las teorías económicas y de las instituciones para estudiar su interacción y

finalmente procura romper y transcender los limites más estrechos de los modelos tradicionales (Abal Medina, Barroetaveña, Malumud, Respuela, & Strada , 1995, pág. 156).

Peter Berger[11] (1999) dentro la teoría neoinstitucional concibe que las instituciones proporcionan maneras de actuar por medio de las cuales es modelada y obligada a marchar la conducta humana, en canales que la sociedad considera los más convenientes. De igual forma Douglas North[12] señala que "las instituciones son las reglas del juego en una sociedad o, más formalmente, son las limitaciones ideadas por el hombre que dan forma a la interacción humana" (1993, pág. 13).

Por su parte Acemoglu[13] (2005) menciona unas características que deben cumplir las instituciones para que generen efectos positivos, entre las cuales esta proteger los derechos de propiedad ya que incentiva a los agentes a invertir, establecer restricciones sobre las actuaciones de algunos grupos de presión, elites y políticos que pudieran perjudicar los derechos de propiedad, y por ultimo incentivar la existencia de iguales oportunidades para grandes segmentos de la sociedad, permitiendo de esta forma que un mayor número de personas pueden llevar a cabo actividades económicas.

II.I.III. Las explicaciones centradas sobre el proceso de trabajo

Este enfoque propuesto en primera instancia por Harry Braverman[14] (1974) pretende explicar el notable aumento de proletarización en trabajos de oficina desde el capitalismo inicial, hasta el capitalismo monopolista. En este periodo Braverman identifica que el colaborador pierde el control sobre su labor cuando su trabajo deja de ser un proceso mental para convertirse en un proceso totalmente manual, esto quiere decir que el trabajador pierde el control sobre el proceso de trabajo que ejerce. Otra de las observaciones que Braverman enuncia es la incorporación de las mujeres en el mercado de trabajo y la proletarización de los trabajos de oficina como procesos que se desarrollaron al mismo tiempo. El modelo supone que la forma en la que se lleva a cabo el proceso de trabajo será el determinante del salario percibido por los individuos, es por esta razón que los

[11] Peter Ludwig Berger es un teólogo luterano y sociólogo estadounidense.
[12] Douglass Cecil North fue un economista e historiador estadounidense, galardonado con el Premio Nobel de Economía en 1993 junto a Robert Fogel por su renovación de la investigación en historia económica
[13] Daron Acemoglu profesor de Economía en el Instituto Tecnológico de Massachusetts y ganador del 2005 Medalla John Bates Clark
[14] Harry Braverman. fue un estadounidense marxista , economista político y revolucionario

efectos negativos siguen viéndose en los salarios y ocupaciones femeninas, justificadas por sus trabajos monótonos de actividades repetitivas.

Las explicaciones centradas sobre el proceso de trabajo permiten suponer que la explicación del salario percibido por los agentes que intervienen en el mercado laboral, está dada por la forma en la que se lleva a cabo el proceso de trabajo. Cuando las mujeres ingresaron al mercado laboral fueron ubicadas en puestos de trabajos monótonos que influyen directamente en la negativa del salario justo.

II.II. Enfoque neoclásico

El enfoque de corte neoclásico estudiado por Amarante y Espino[15] (2004) supone que la conducta de los empleadores así como de las firmas y la junta directiva van en búsqueda de la maximización de utilidades, de este modo los colaboradores se asignan eficientemente a puestos de trabajo sobre la base de las calificaciones requeridas y compensaciones ofrecidas.

Amarante y Espino en su percepción sobre la discriminación suponen que:

> Si existieran factores de discriminación, las diferencias salariales entre individuos con la misma calificación deberían tender a desaparecer a través del tiempo, debido a las presiones de la competencia. Sin embargo, las brechas salariales por género se mantienen y para explicar causas y efectos se han ensayado diferentes enfoques propuestos (2004, pág. 110).

Suponiendo que el mercado está conformado por agentes económicos, es decir por individuos que buscan principalmente beneficios como productores, o utilidad como consumidores, se desconoce el análisis sobre gustos y preferencias del individuo, y se centra únicamente en el estudio de cómo el proceso de institucionalización emerge de los procesos de interacción social entre agentes. De esta manera las teorías neoclásicas realizan un aporte importante a la comprensión lógica del razonamiento económico en el mercado de trabajo (García, 1978).

A pesar que la imagen de la mujer como menos calificada y por consiguiente menos productiva ha cambiado gracias a que los hechos en cuanto a avances en el proceso educativo, y a que sus participaciones en las actividades económicas han generado aumentos en la productividad de la economía, no cabe duda que el género puede complicar e incluso cerrar las puertas de opciones

[15] Alma Espino, Verónica Amarante. Investigadoras del Instituto de Economía de la Facultad de Ciencias Económicas y Administración, Universidad de la República.

laborales. Existe una alta posibilidad de que se presente un sesgo de género en el mercado laboral debido a tradiciones sociales, ya que aún muchas personas tienen la concepción que el rol principal de la mujer se encuentra en el ámbito doméstico, y consideran innecesario un nivel educativo y/o profesional muy elevado, esto es lo que se conoce como discriminación en la adquisición de capital humano[16] (Guataquí, 2000).

A continuación, se presentan diferentes teorías neoclásicas que analizan el tema de segregación ocupacional y diferencia salarial las cuales son: la teoría del capital humano, el crowding-model, la teoría de la discriminación estadística y la teoría de la discriminación basada en gustos.

II.II.I. La teoría del capital humano

Las desigualdades salariales correspondientes a las desigualdades productivas se explican por las diferencias en aquellas características económicas individuales de los agentes que afectan directamente su productividad, conocimiento, educación, capacitación y experiencia laboral. En este modelo teórico se considera la educación como una inversión al capital humano, quien espera en un futuro ingresos económicos derivados de la misma.

Según la teoría del capital humano la mujer percibe menores ingresos debido a su baja productividad en comparación con los hombres, esta baja productividad se debe a que las mujeres acumulan menos stocks de capital humano, como resultado de las tareas que les corresponden sobre cuidado maternal y en el hogar, las cuales consumen su tiempo disponible.

Becker[17] (1962) afirma que la razón fundamental de la disparidad en el logro ocupacional y niveles de remuneración entre ambos sexos se debe al esfuerzo que cada una de estas categorías emplea fuera del hogar. Aun cuando las mujeres trabajan la misma cantidad de horas, y posiblemente también ocupen el mismo cargo ocupacional que un hombre, dedican un menor esfuerzo físico y mental a sus ocupaciones extra domésticas (García, 1989).

En este sentido la teoría del capital humano explica la diferencia salarial y segregación laboral como efectos del comportamiento de la oferta, lo que determina las diferentes condiciones de subempleo a las que las mujeres se ven sometidas, dado que tiene en cuenta únicamente aspectos

[16] Existen 4 tipos de discriminación según Guataqui. Discriminación salarial, discriminación en el empleo, discriminación ocupacional, y discriminación en la adquisición de capital humano.

[17] Gary Stanley Becker. Fué un economista estadounidense y profesor de la Universidad de Chicago. Recibió el Premio Nobel de Economía en 1992 por ampliar el dominio del análisis microeconómico a un mayor rango de comportamientos humanos fuera del mercado.

como la educación, experiencia, compromiso con el trabajo y capacitación como características de los individuos que hacen parte de la oferta laboral. Gracias a los factores de discriminación existentes las diferencias salariales entre individuos con mismas calificaciones deben tender a desaparecer en el tiempo dada las presiones de la competencia.

II.II.II. El crowding-model

Este modelo desarrollado primeramente por Bergman[18] explica las diferencias salariales por género partiendo de la segregación ocupacional (1973). Según este modelo los empleadores tienden a segregar a las mujeres de grupos cuyas ocupaciones se consideran actividades masculinas, y de este modo se genera la existencia de trabajos reservados para hombres que pocas mujeres logran ocupar.

El crowding-model admite que en el mercado de trabajo no se cumplen todos los principios de competencia perfecta, puesto que este no posee perfecta movilidad; sin embargo, parte del supuesto que el salario de cualquiera de los trabajadores es igual a su productividad marginal, por lo tanto si mujeres y hombres tuviesen la misma productividad marginal como resultado, no existirían diferencias salariales entre ellos.

Este modelo realiza la conjetura de que los empleadores toman sus decisiones partiendo de la discriminación y segregación por individuos del género femenino, el motivo principal se debe a la propagación del supuesto donde la mujer presenta mayor discontinuidad laboral producido por sus roles domésticos. Cabe mencionar que el modelo no contiene completa información sobre el proceso discriminatorio dado que ignoran la explicación sobre como las labores llegan a ser específicamente femeninas o masculinas.

II.II.III. Teoría de la discriminación estadística

En este modelo los empleadores utilizan las características observables de los individuos en sociedad para predecir la productividad individual y realizar una elección de empleabilidad en un mundo donde la información no es completa. Estas características se basan en estereotipos originados en diferencias naturales, o en los efectos de discriminación previa (Amarante & Espino, 2004). La idea general es que los empleadores toman como punto de referencia las características promedio de grupos de individuos y no las características particulares. La razón de esto es que la

[18] Bárbara M Bergmann. Profesora de economía, University of Maryland.

información es imperfecta: la información que se dispone de las habilidades de cada individuo es relativamente escasa mientras que información de un grupo se cree que es más completa, esto supone que la obtención de información detallada implica costos adicionales que en la mayoría de casos el empleador prefiere no asumir y realiza contrataciones según el promedio del grupo, y sus juicios de valor (sexo, raza, religión, entre otros). Herbert Simón[19] en su publicación denominada *Models of Man* (1957), señala que la mayoría de las personas no son completamente racionales a la hora de tomar una decisión y que de hecho actúan según impulsos en muchas de sus acciones, de ahí se deriva la teoría de racionalidad limitada para modelizar las ciencias sociales sobre la forma cómo actúan los agentes de una sociedad. Simón apunta que la racionalidad personal está acotada por tres dimensiones: la primera se refiere a la información disponible en el medio, la segunda es la limitación cognoscitiva de la mente individual del hombre y la tercera el tiempo disponible para tomar decisiones. Teniendo en cuenta lo anterior es probable que el empleador se equivoque en ocasiones e incurra en el incómodo sesgo de disponibilidad[20], o en el igualmente probable sesgo cognitivo[21], sin embargo el empleador está seguro que el promedio del grupo como estimativo es correcto, y por lo tanto prefiere pagar un coeficiente de discriminación equivalente al modelo de Becker (1957) que se desprende de la productividad promedio de cada grupo de individuos, menos costoso que la obtención de información detallada, y con un riesgo menor al momento de selección de personal.

Existe, por otro lado un análisis económico que soporta la teoría de la discriminación estadística así como en el modelo de racionalidad acotada denominado Economía Conductual, por medio del cual se realiza una investigación científica en las tendencias cognitivas y emocionales humanas y sociales, para la comprensión global sobre decisiones económicas y como estas afectan a los mercados, los beneficios y a la asignación de recursos. Hersh Shefrin[22] (2002) en su libro *Beyond Greed and Fear: Understanding behavioral finance and the psychology of investing* recalca los

[19]Herbert Simón. Economista, politólogo y teórico de las ciencias sociales estadounidense. En 1978 le fue concedido el Premio Nobel de Economía por ser «uno de los investigadores más importantes en el terreno interdisciplinario» y «porque su trabajo ha contribuido a racionalizar el proceso de toma de decisiones».

[20]El sesgo o heurístico de la disponibilidad es una tendencia a valorar las probabilidades en base a los ejemplos más sencillos que acuden a nuestra mente. Tversky y Kahneman descubrieron que "tal estimación se hace por la facilidad con la cual los acontecimientos acuden a la mente".

[21]El sesgo cognitivo se refiere a un sesgo por el cual la percepción de un rasgo particular es influida por la percepción de rasgos anteriores en una secuencia de interpretaciones. Es decir que la clasificación y percepción de una persona se basa en sus características globales. Este sesgo también es conocido por el nombre "efecto halo" acuñado por el psicólogo y pedagogo estadounidense Edward L. Thorndike

[22] Hersh Shefrin . Economista más conocido por su trabajo pionero en las finanzas del comportamiento.

tres temas principales sobre los que se desenvuelve esta rama de la economía; el primero es heurística, que explica la forma como las personas toman decisiones basadas en aproximaciones y no con análisis racionales, el segundo se le conoce como presentación el cual explica la forma como la decisión de un individuo es afectada por la manera como este se le presente, y el último denominado ineficiencias del mercado que se refiere a Los intentos de explicar los resultados observados del mercado que son contradictorios con las expectativas racionales y la teoría de los mercados eficientes[23].

II.II.IV. La teoría de la discriminación basada en gustos

Modelo desarrollado por Gary Becker (1957) en "The Economics of Discrimination" en el que plantea la discriminación como una preferencia o un gusto, y se le conoce como el "Modelo del gusto por la discriminación". Se basó en el supuesto de los juicios ejercidos por el empleador respecto a alguna minoría. Cuando una persona expone gusto por la discriminación debe estar dispuesto a pagar el costo que lo acompaña por medio del coeficiente de discriminación (DC) que hace el papel de puente entre los costos netos y monetarios (Mercedes, 2009).

En el caso de discriminación por género el DC representa el costo de emplear mujeres, de esta forma los varones reciben un salario (W) mientras las mujeres implican un costo salarial de (W + DC). En este sentido, el empleador contrata solo mujeres en caso que: (W+DC) < (W), por lo tanto las mujeres obtendrán salarios más bajos y serán contratadas en menor proporción cuanto más alto sea el coeficiente de discriminación.

A continuación se mencionan dos teorías que facilitan la comprensión de los resultados obtenidos por el modelo probit y el índice de segregación:

II.III. Teoría de la movilidad ocupacional

Esta teoría mencionada por Melvin M. Tumin[24] y Arnold S. Feldman[25] en (1957), abarca componentes tales como la estratificación, la movilidad, y el proceso en los cambios sociales,

[23]La hipótesis del mercado eficiente en términos financieros afirma que un mercado de valores es "informacionalmente eficiente" cuando la competencia entre los distintos participantes que intervienen en el mismo, conduce a una situación de equilibrio en la que el precio de mercado de un título constituye una buena estimación de su precio teórico o intrínseco".

[24] Melvin M. Tumin, profesor Asociado de Sociología y Antropología de la Universidad de Princeton y Director del Estudio de Estratificación y Movilidad Social del Centro de Investigaciones Sociales de la Universidad de Puerto Rico.

[25] Arnold S. Feldman, es Profesor Auxiliar de Sociología en la Universidad de Delaware y fue Subdirector, hasta el presente año, del mencionado Estudio de Estratificación y Movilidad Social.

afirmando que en diferentes periodos de la vida laboral un individuo se siente motivado a buscar un empleo de mejor posición. Esta presunción sostiene que el aumento de trabajadores jóvenes y con mayor educación genera una mayor movilidad ocupacional. Al contrario, los trabajadores que comienzan en un trabajo donde el uso de sus habilidades se ve plenamente, reducen la probabilidad de movilidad ya que tienden a mantenerse más tiempo en estas ocupaciones.

La movilidad de ocupaciones también se presenta por los cambios institucionales en los sectores disponibles de la fuerza de trabajo, ya que muchas veces las distribuciones ocupacionales de los padres y de los hijos viene acompañado de un cambio en prestigio, bienes o poder; claro está que la posición de la familia permite inferir el punto de partida del individuo, ya que está relacionado con el capital social inicial y su ingreso a la fuerza de trabajo.

II.IV. Teoría del ciclo vital

Esta teoría fue planteada por Modigliani[26] (1992) según la cual un individuo cumple un ciclo de vida con respecto a sus ingresos: cuando nace no percibe ingresos, luego trabaja y finalmente ya con la mayoría de edad se jubila. Esta teoría sugiere que la propensión promedio al consumo aumenta en los individuos más jóvenes y viejos, ya que a lo largo de la vida ahorran y gastan para poder tener un consumo constante a lo largo de su existencia, claro está que la mayoría de individuos ahorran debido a la volatilidad del mercado y prefieren reservar una cantidad para su vejez dado que en esta etapa de la vida su nivel de producción no es el mismo.

[26] Franco Modigliani. Fué un economista ítalo-estadounidense que ganó el premio Nobel de Economía en 1985 por sus estudios sobre el nivel de ahorro en la economía en el mundo.

III. Planteamiento metodológico

El siguiente capítulo aplica diferentes formas de calcular la segregación por género, la discriminación ocupacional, las estimaciones salariales y la tasa de subempleo para los años 2008 al 2014, los que permiten llegar a una conclusión sobre la participación laboral de la mujer en el sector financiero.

La investigación se realizó aplicando una metodología cuantitativa basada en la recolección de datos para probar hipótesis y teniendo como soporte la medición numérica y el análisis estadístico. Para Grinell (1997):

> En el enfoque cuantitativo se llevan a cabo observaciones y se evalúan los fenómenos, se crean suposiciones o ideas y a partir de las observaciones se demuestra si son ciertas, se revisan sobre la base de pruebas, de ahí se proponen nuevas observaciones para cambiar y darle fundamento, o incluso crear nuevas ideas. Así los investigadores buscan conocer nuevos aspectos (pág. 125).

Se emplea el enfoque cuantitativo dado la disposición de las bases de datos reguladas por entidades estatales, como el Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE) y el Departamento Nacional de Planeación (DNP). Los datos mencionados se explican en la sección III.V del presente trabajo.

III.I. Cálculo de los modelos probit

Para medir la participación se realizó el cálculo de dos modelos probit, uno para mujeres y otro para hombres. Se toma como variable dependiente una variable dicótoma nombrada *sec fin* que toma el valor de 1 si el individuo trabaja en el sector financiero y 0 si lo hace en otra rama de actividad, de la siguiente manera:

$$prob(Y = 1) = F(x, \beta) \quad (1)$$

$$prob(Y = 0) = 1 - F(x, \beta) \quad (2)$$

Para ello se usarán los microdatos de la GEIH y la MESEP explicados en la sección III.V del presente capítulo, los cuales proporcionan variables independientes correspondientes a los grados de escolaridad, estado civil, jefe de hogar, número de infantes en el hogar, número de dependientes en el hogar, experiencia laboral potencial y 10 dominios correspondientes a las ciudades

Barranquilla, Bogotá, Bucaramanga, Cali, Cartagena, Ibagué, Manizales, Medellín, Neiva y Pereira[27].

Para que el modelo arroje predicciones consistentes con la teoría, se espera un vector de regresores tal que:

$$\lim_{\beta x \to \alpha} Prob\ (y = 1) = 1 \quad (3)$$

$$\lim_{\beta x \to \alpha} Prob\ (y = 1) = 0 \quad (4)$$

Finalmente se obtiene un modelo estructural, donde la probabilidad del suceso Y=1 es:

$$Prob\ (y *> 0) = Prob\ (\beta' x + \varepsilon > 0) \quad (5)$$

$$Prob\ (y *> 0) = Prob\ (\ \varepsilon > -\beta' x) \quad (6)$$

De acuerdo con la teoría encontrada para los modelos de participación laboral, la ecuación a estimar se puede expresar de la siguiente forma:

$$\text{sec fin} = \beta_0 + \beta_1 EXP1 + \beta_2 EXP2 + \beta_3 EXP3 + \beta_4 basica + \beta_5 secundaria + \beta_6 + \beta_7 + \beta_8 + \beta_9 + \beta_{10} + \beta_{11} ciudad1 \ldots \beta_n ciudad\ n. \quad (7)$$

Los β son los coeficientes a estimar donde, β_6 corresponde a la variable edu superior, β_7 corresponde a la variable comprometido, β_8 a la variable jefe de hogar, β_9 a la variable hhinfants, β_{10} a la variable rdepen, β_{11} a la variable de la primera ciudad, hasta la variable de la última ciudad n (mencionadas anteriormente) que tiene su coeficiente β_n .

La experiencia potencial se calcula con la fórmula:

$$\text{exp} = edad - grados\ de\ escolaridad - 6 \quad (8)$$

Con el fin de medir los años de experiencia de una persona se hace una especificación tipo spline[28] con tres variables que reflejan el efecto marginal de un año adicional de experiencia, la variable *EXP1* contiene de cero a cinco años de experiencia, la variable *EXP2* contiene de cinco a diez años de experiencia, y la variable *EXP3* abarca más de diez años de experiencia.

[27] Estos son los dominios que presentan mayor participación de individuos laborando en el sector financiero. Los otros dominios hacen parte de la categoría base del modelo y se denomina *resto*.

[28] La especificación tipo spline, crea variables que contienen una spline lineal o una spline cúbica, restringido a una vieja variable. La spline que se aplica en este modelo es lineal con nudos por puntos específicos, bajo el comando *mkspline*. Para más información dirigirse al software estadístico Stata 13 con el comando help mkspline.

Este tipo de especificación spline también se aplicó para medir los años de escolaridad de una persona y su efecto marginal en un año adicional de educación, la variable *basica* se refiere a cuando un individuo posee de cero a nueve años de educación, la variable *secundaria* incluye de nueve a once años de educación, es decir una persona con bachillerato completo, y la variable *edu superior* incluye más de once años de educación.

Se aplican variables dummies[29] a la variable estado civil que llevará el nombre de *comprometido,* y asumirá el valor de 1 si el individuo vive en pareja o está casado, o el valor de 0 si está separado, viudo o es soltero; la variable jefe de hogar se llamara *jefe hogar* y tomará el valor de 1 si la persona es jefe de hogar, o 0 si no lo es.

La variable infante llevara el nombre de *hhinfants* y contará los niños menores o iguales a un año de edad en el hogar. La variable razón de dependencia se llamará *rdepen* y se calcula con la siguiente fórmula:

$$rdepen = \frac{número\ de\ dependientes}{número\ de\ no\ dependientes} \qquad (9)$$

Dónde los dependientes son los individuos menores de edad (0 a 18 años) y adultos mayores (de 65 años de edad en adelante). Los no dependientes son personas en edad productiva (18 a 64 años de edad).

Las variables correspondientes a los dominios de las ciudades: *Barranquilla, Bogotá, Bucaramanga, Cali, Cartagena, Ibagué, Manizales, Medellín, Neiva* y *Pereira*, también son variables categóricas dummies.

Las variables mencionadas tienen el propósito de observar si los datos independientes, que son las características básicas observables de las mujeres y de los hombres, provocan que aumente o disminuya la probabilidad de participación de que una mujer labore en el sector financiero[30].

III.II. Cálculo del índice de disimilitud

Las herramientas de discriminación se usan para estudiar la diferencia de los promedios de distribución de las mujeres con la de los hombres. Se identifica el número de individuos que

[29] Las variables dummies, son variables categóricas que toman valores entre 0 y 1, y sirven para identificar las categorías a las que pertenecen las observaciones (UNAL).

[30] La categoría base para la realización del modelo probit son personas que trabaja en otros sectores de la economía, solteros, que no sean jefes de hogar, sin hijo ni dependientes a su cargo, y que vivan en el resto de ciudades.

deberían cambiar su ubicación laboral (ocupación o rama de actividad) para que exista igualdad distributiva entre sexos.

Estos indicadores se pueden calcular de diferentes formas, para el presente trabajo se aplica el índice de Duncan y Duncan[31] (1955) denominado índice ID (índice de disimilitud o índice de Duncan), y se define como la sumatoria en un tiempo específico para todas las ocupaciones del valor absoluto de la diferencia entre la participación de las mujeres en una rama de actividad con respecto al total de mujeres en el mercado laboral, y la participación del hombre en una rama de la economía con respecto al total de hombres en el mercado laboral (Isaza Castro, 2012).

Para medir la segregación se emplea la fórmula:

$$ID = \left(\frac{1}{2}\sum\left|\frac{fi}{f} - \frac{mi}{m}\right| \times 100\right) \qquad (10)$$

Donde:

fi: Número de mujeres que trabajan en el sector financiero

f: Número total de mujeres que laboran

mi: Número de hombres que trabajan en el sector financiero

m: Número de hombres que laboran

El índice toma valores entre 0 y 1. Si el índice es igual a 0 significa que no hay segregación, es decir, los cargos tienen la misma distribución y proporción tanto para hombres como para mujeres. Cuando el ID es igual a 1, resulta una segregación completa, significa que la participación en cada ocupación es completamente de un solo género. Lo obtenido representa el porcentaje de mujeres o de hombres que según Sanchez Moreno (1993):

> Habría que desplazar entre ocupaciones para conseguir que la distribución ocupacional de ambos sexos fuera idéntica. Sin embargo […] si la población trabajadora se redistribuye en función de sus resultados se producirá un cambio en la estructura ocupacional global de la fuerza de trabajo (pág. 123).

III.III. Estimación de las diferencias salariales.

La metodología para determinar la existencia de brecha salarial entre hombres y mujeres pertenecientes al mercado laboral del sector financiero se hace por medio de estimaciones de ecuaciones de ingreso, observando el comportamiento de sus coeficientes y si estos sugieren o no

[31]Duncan. Científico social que utiliza herramientas y modelos estadísticos para mostrar las tendencias sociológicas

la existencia de discriminación salarial. Para el planteamiento de las ecuaciones se utilizó como base el trabajo elaborado por el profesor Isaza Castro (2012) "Segregación ocupacional y diferencias salariales por género en 13 diferentes ciudades de Colombia".

La notación de las variables que componen las ecuaciones salariales son:

$$Ln\, w^m = \beta o + \beta 1 \exp\iota + \beta 2 \exp\iota^2 + \beta 3 Pr\iota + \beta 4 \ldots + \beta k \text{ Variable K} \quad (11)$$

$$Ln\, w^f = \beta o + \beta 1 \exp\iota + \beta 2 \exp\iota^2 + \beta 3 Pr\iota + \beta 4 \ldots + \beta k \text{ Variable K} \quad (12)$$

Que es igual a los vectores de medias:

$$x^m = (1, exp\iota^m, exp\iota^{m\,2}, Pr\iota \ldots variable\ k) \quad (13)$$

$$\beta^m = (\beta o, \beta 1, \beta b2, \beta 3 \ldots \beta k) \quad (14)$$

Lo mismo sucede con $Ln\, W^f$. Dado el planteamiento anterior para las anotaciones correspondientes al sexo masculino y femenino, las ecuaciones a estimar son las siguientes:

$$Ln\, W^m = x^{m\,T}\, \beta^m \quad (15)$$

$$Ln\, W^f = x^{f\,T}\, \beta^f \quad (16)$$

Donde $exp\iota$ es la experiencia laboral, $Pr\iota$ es una variable dummy, W es el vector de columna del logaritmo del salario por hora del individuo del sexo i, x es una matriz que contiene las características observadas de los individuos (la edad, escolaridad, educación superior, estado civil, jefe de hogar, niños… entre otros), β es el vector de coeficientes a estimar. Teniendo en cuenta que las letras en minúsculas son medias.

El sesgo de selección muestral surge cuando las muestras no son "aleatorias", es decir cuando no se representa adecuadamente la población que se desea estudiar por ausencia de criterios establecidos que pueden no incluirse en la ecuación. Ante la evidencia del sesgo de selección se establece un método de corrección que soluciona el problema anterior y calcula estimaciones de la variable dependiente continua. Este método fue propuesto por Heckman[32] (1979), y permite aislar el sesgo de selección muestral derivado de trabajar con modelos de individuos que pertenecen al mercado laboral. Los coeficientes obtenidos por este procedimiento están sesgados por el hecho de

[32] James Heckman es un economista y profesor estadounidense de la Universidad de Chicago. Fue galardonado con el Premio Nobel de economía, junto a Daniel McFadden, en el año 2000 por sus trabajos pioneros en econometría y microeconomía.

que la población ocupada constituye un segmento de la población total que pasó por un proceso de autoselección para ingresar al mercado laboral.

Las ecuaciones para determinar resultados corregidos por sesgo de selección son:

$$W_j^m = X_j^m \beta_j^m + \sigma_j^m P_j^m \frac{\varphi[z_j^m y_j^m]}{\phi\left[z_j^m y_j^m\right]} + \epsilon_j^m \quad (17)$$

$$W_j^f = X_j^f \beta_j^f + \sigma_j^f P_j^f \frac{\varphi[z_j^f y_j^f]}{\phi\left[z_j^f y_j^f\right]} + \epsilon_j^f \quad (18)$$

Dónde, para el caso de la sub muestra masculina: $\lambda = \frac{\varphi[z_j^m y_j^m]}{\phi\left[z_j^m y_j^m\right]} y\ \epsilon_j^m$ [33] es un error aleatorio, los términos φ y ϕ representan las funciones de densidad, y de densidad acumulada normal estándar. El término $z_j y_j$ denota las probabilidades. El error estándar está dado por los parámetros σ_j en la $J^{ésima}$ ecuación de ingresos. La correlación entra las características no observables W_J los capturan los parámetros P_j, y aquellos que determinan la pertenencia a la $J^{ésima}$ categoría de ocupación modelada a partir del modelo probit (Isaza Castro, 2012).

Posterior a los cálculos anteriores, la razón estimada (Mills) se incorpora en un modelo de regresión de MCO (mínimos cuadrado ordinarios), de esta manera este coeficiente indica la magnitud del sesgo en que se podría incurrir el modelo si este factor no se hubiese incorporado a la regresión de la desigualdad salarial. En este sentido los coeficientes estimados por MCO, incorporando la variable lambda para ambos géneros (*lambda m* para el caso de las mujeres, y *lambda h* para los hombres) captan la magnitud del sesgo y son consistentes.

La metodología de descomposición usada en este trabajo fue desarrollada por Oaxaca (1973) tomando como referencia el trabajo de Paola Salardi[34] *An Analysis of Pay and Occupational Differences by Gender and Race in Brazil – 1987 to 2006*. Este método permite descomponer la brecha salarial entre hombres y mujeres en dos partes: la primera que es asignada a las desigualdades en la productividad de los atributos observables del individuo; la segunda porción

[33] La expresión $\lambda = \frac{\varphi[z_j^m y_j^m]}{\phi\left[z_j^m y_j^m\right]} y\ \epsilon_j^m$ representa el inverso de la razón de Mills, también conocido como *nonselection hazard*.

[34]Paola Salardi. Profesora del Departamento de Economía en la Universidad de Toronto. Consultora de Investigación en el Instituto de Estudios del Desarrollo (IDS).PHD, Universidad de Sussex.

que es atribuida a características observables, dentro de los cuales se incluye la discriminación por género[35].

Para el cálculo de esta metodología se usa una descomposición de Oaxaca two-fold[36], la cual está compuesta por:

$$R = Q + U \tag{19}$$

Fracciona el diferencial del salario en dos grupos: A y B, donde las diferencias entre los grupos predictores son ponderados por los coeficientes del grupo B, para determinar el efecto de la dotación (E).

Donde el primer componente es:

$$Q = [E(X_A) - E(X_B)]'\beta_B \tag{20}$$

El componente E mide el cambio esperado en el resultado promedio del grupo B, si el grupo B tiene niveles de predicción del grupo A. Esta primera parte refleja el incremento medio de los salarios de las mujeres si tuvieran las mismas características de los hombres, conocida como "explained o endowments".

$$U = E(X_A)'(\beta_A - B^*) + E(X_B)'(B^* - \beta_B) \tag{21}$$

La ecuación 21 es la parte "unexplained o treatments" que se suele atribuir generalmente a la discriminación, pero también captura todos los posibles efectos de las diferencias en las variables no observadas, en otras palabras refleja en qué medida hombres y mujeres con iguales características son objeto de un tratamiento salarial diferente.

Siguiendo esta misma línea, la brecha salarial (GAP) entre hombres y mujeres está dada por:

$$GAP = \frac{w^m - w^f}{w^m} \sim Ln\, w^m - Lnw^f \tag{22}$$

$$Ln\, w^m - Lnw^f = x^m\ \beta^m - x^f\ \beta^f \tag{23}$$

$$GAP = \beta^M(x^m - x^f) + x^f(\beta^m - \beta^f) \tag{24}$$

[35] Para la estimación de las brechas salariales por el método de Oaxaca (1973) se formó una razón de Mills que incluye ambos géneros sin distinción.

[36] Este método incluye dos únicos componentes: tratamientos y dotaciones.

Donde $\beta^M(x^m - x^f)$ es la diferencia entre las características observables, $x^f(\beta^m - \beta^f)$ es la diferencia en el trato de esas características observables; es decir, refleja la parte no explicada de la brecha que obedece a diferencias en los coeficientes de *x*, este término es interpretado como los efectos de la discriminación.

III.IV. Cálculo del subempleo

El subempleo se divide en dos grupos denominados: subempleo subjetivo[37] y subempleo objetivo[38]. Para analizar las condiciones de subempleo subjetivo en el sector financiero se usa la metodología que emplea el DANE, examinando cada uno de los factores que lo componen: la insuficiencia por horas, por competencias e ingresos (DANE, 2009).

A continuación se presentan las ecuaciones para medir el subempleo, así como sus factores:

$$Tasa\ de\ subempleo = \frac{S}{PEA} \times 100 \qquad (25)$$

La tasa de subempleo (ecuación 25) es la relación porcentual entre el número de personas subempleadas *(S)*, y el de personas que integran la fuerza laboral *(PEA)* (DANE, 2009).

$$Tasa\ de\ subempleo\ por\ insuficiencia\ de\ horas = \frac{SIH}{PEA} \times 100 \qquad (26)$$

La tasa de subempleo por insuficiencia de horas (ecuación 26) incluye a las personas ocupadas que desean trabajar más horas, en su empleo principal o secundario, y tienen una jornada inferior a 48 horas semanales (DANE, 2009).

$$Tasa\ de\ subempleo\ por\ competencias: \frac{SC}{PEA} \times 100 \qquad (27)$$

La tasa de subempleo por competencias (ecuación 27) incluye todas las personas que trabajan y que durante el periodo de referencia, desean o buscan cambiar su situación de empleo actual para utilizar mejor sus competencias profesionales y están disponible para ello (DANE, 2009).

$$Tasa\ de\ subempleo\ por\ ingresos = \frac{SI}{PEA} \times 100 \qquad (28)$$

[37] Se refiere al simple deseo manifestado por el trabajador de mejorar sus ingresos, el número de horas trabajadas, o tener una labor más propia de sus personales competencias. (DANE)

[38] Comprende a quienes tienen el deseo, pero además ha hecho una gestión para materializar su aspiración y están en disposición de efectuar el cambio. (DANE)

La tasa de subempleo por ingresos (ecuación 28) incluye todas las personas ocupadas y que durante el periodo de referencia, deseaban o buscaban cambiar su situación actual de empleo, con objeto de mejorar sus ingresos (DANE, 2009).

III.V. Datos

La Gran Encuesta Integrada de Hogares (GEIH) es una encuesta realizada por El Departamento Administrativo Nacional de Estadística – DANE, la cual fue concebida como un sistema de múltiples encuestas que integra la Encuesta Continua de Hogares (ECH) y la Encuesta de Calidad de Vida (ECV), con el fin de originar estadísticas básicas sobre la demografía social y económica de la población colombiana.

Para la investigación se emplearon los datos anuales desde el año 2008 hasta el año 2014, con una muestra total anual de 240.000 hogares aproximadamente, la muestra a utilizar estratificada es Área y Cabecera. El DANE dividió cada encuesta mensual en veinticuatro archivos los cuales contienen un subgrupo organizado de población, de esta encuesta se emplearon la totalidad archivos y se combinan en una sola base de datos.

La otra base de datos que se emplea es la Misión para el Empalme de las Series de Empleo, Pobreza y Desigualdad (MESEP) es una encuesta elaborada por El Departamento Administrativo Nacional de Estadística – DANE y El Departamento Nacional de Planeación – DNP, con el objetivo de analizar el impacto del cambio metodológico de las encuestas de hogares sobre factores como lo son el empleo, la pobreza y la desigualdad.

Se utilizaron los datos anuales desde el año 2008 hasta el año 2014. Esta base de datos está dividida en dos: *hogares* y *personas;* la base de datos *hogares* "contiene la información necesaria sobre los ingresos de los hogares, unidades de gasto y el valor de las líneas para el cálculo sobre la incidencia de pobreza e indigencia" (DANE, 2015). Igualmente contiene 26 variables y usa en promedio una muestra de 230,000 hogares. La base de datos *personas* "contiene las variables de GEIH a nivel de personas necesarias para constituir, depurar, atribuir y vincular el ingreso, la pobreza monetaria y otras variables" (DANE, 2015).

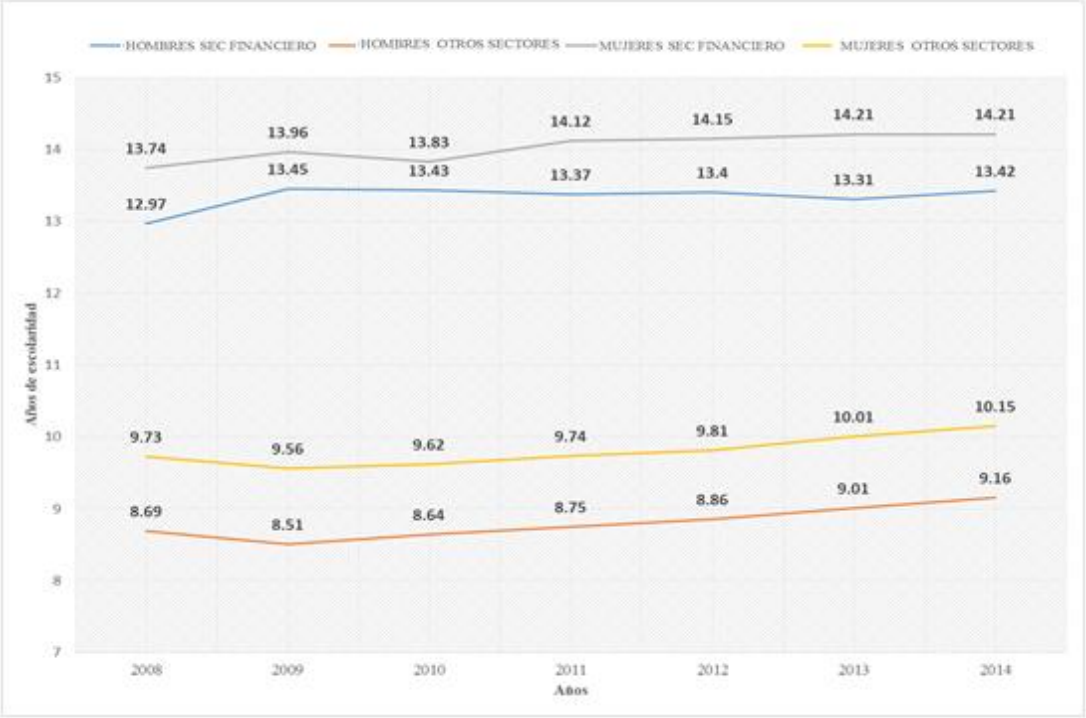
La base construida y empleada para el presente trabajo contiene 492 variables y tiene en promedio una muestra de 812,712 personas. La Gran Encuesta Integrada de Hogares (GEIH) y la Misión para el Empalme de las Series de Empleo, Pobreza y Desigualdad (MESEP), se fundieron en bases de datos anuales, por medio del software estadístico STATA 13.

III.VI. Hechos estilizados

A continuación presentamos un análisis descriptivo sobre las principales variables del modelo a partir de los microdatos referidos en la sección anterior y que tiene como propósito caracterizar la situación laboral de la mujer en el sector financiero, así como sus diferencias con respecto a los hombres.

De acuerdo con cálculos propios a partir de microdatos de la GEIH y la MESEP se aprecia que las mujeres que laboran en el sector financiero presentan un promedio de años de escolaridad de 14 años, el cual resulta aproximadamente 0.8 años superior al de los hombres que laboran en esta misma actividad, de acuerdo con los cálculos efectuados para el período 2008-2014. Igualmente se aprecia que el promedio de escolaridad de las mujeres en el sector financiero resulta 4.2 años superior al de las mujeres en otras ramas de la economía, y los varones en el sector financiero tienen aproximadamente 4.5 años más de escolaridad que los hombres en otras ramas de actividad. Cabe resaltar que tales diferencias son estadísticamente significativas en todos los casos y años analizados (ver Gráfica 1).

Gráfica 1. Escolaridad de hombres y mujeres que laboran en el sector financiero y en otros sectores de la economía para los años 2008 a 2014.

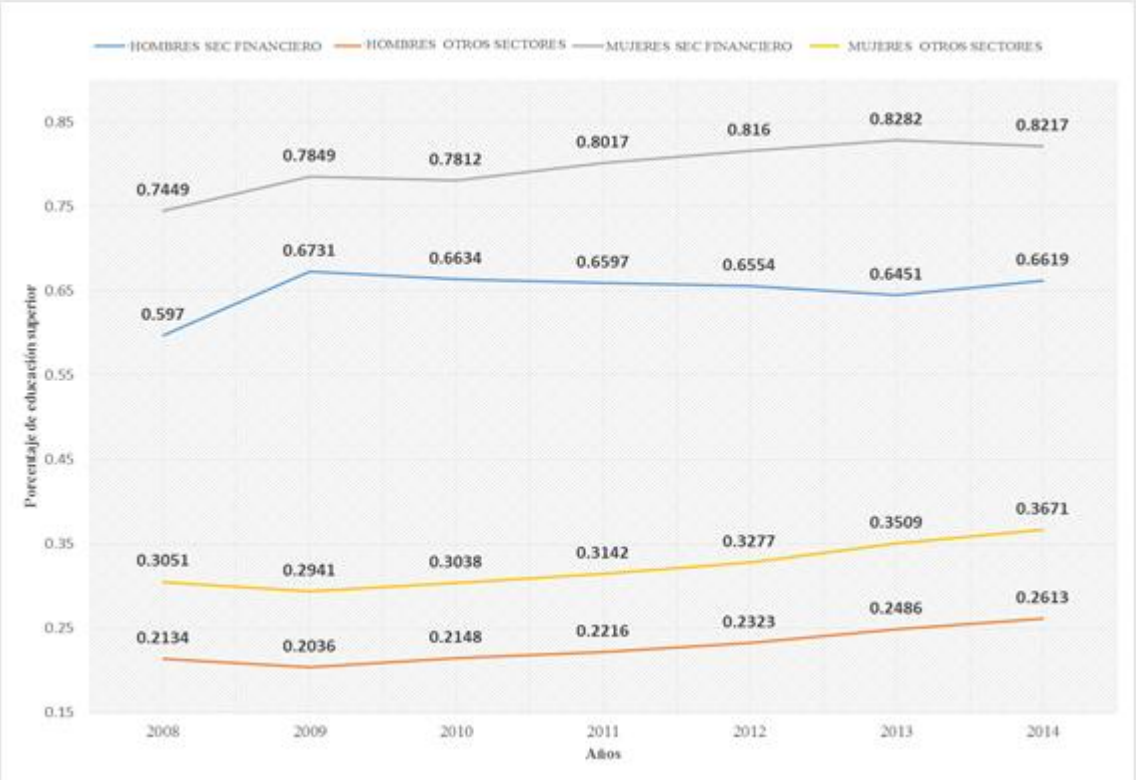


Fuente: Elaboración propia a partir de frecuencias expandidas de la GEIH y MESEP.

Entre los años 2008 y 2014 la educación superior ha incrementado para hombres y mujeres tanto en el sector financiero así como en el resto de sectores. Para el 2014 el 82.2% de las mujeres que laboran en el sector financiero contaban con educación superior completa, frente a 66.2% en el caso de los hombres que laboran en esta misma actividad.

Las mismas cifras revelan que el promedio de trabajadores con educación superior completa en el sector financiero es muy superior a la de los trabajadores en el resto de ramas de la economía (Ver Gráfica 2). También se constata que el porcentaje de hombres con educación superior laborando en el sector financiero sigue siendo menor al porcentaje registrado entre las mujeres; tal diferencia es estadísticamente significativa con un nivel de confianza del 99% (ver anexo 1).

Gráfica 2. Educación superior de hombres y mujeres que laboran en el sector financiero y en otros sectores de la economía para los años 2008 al 2014.

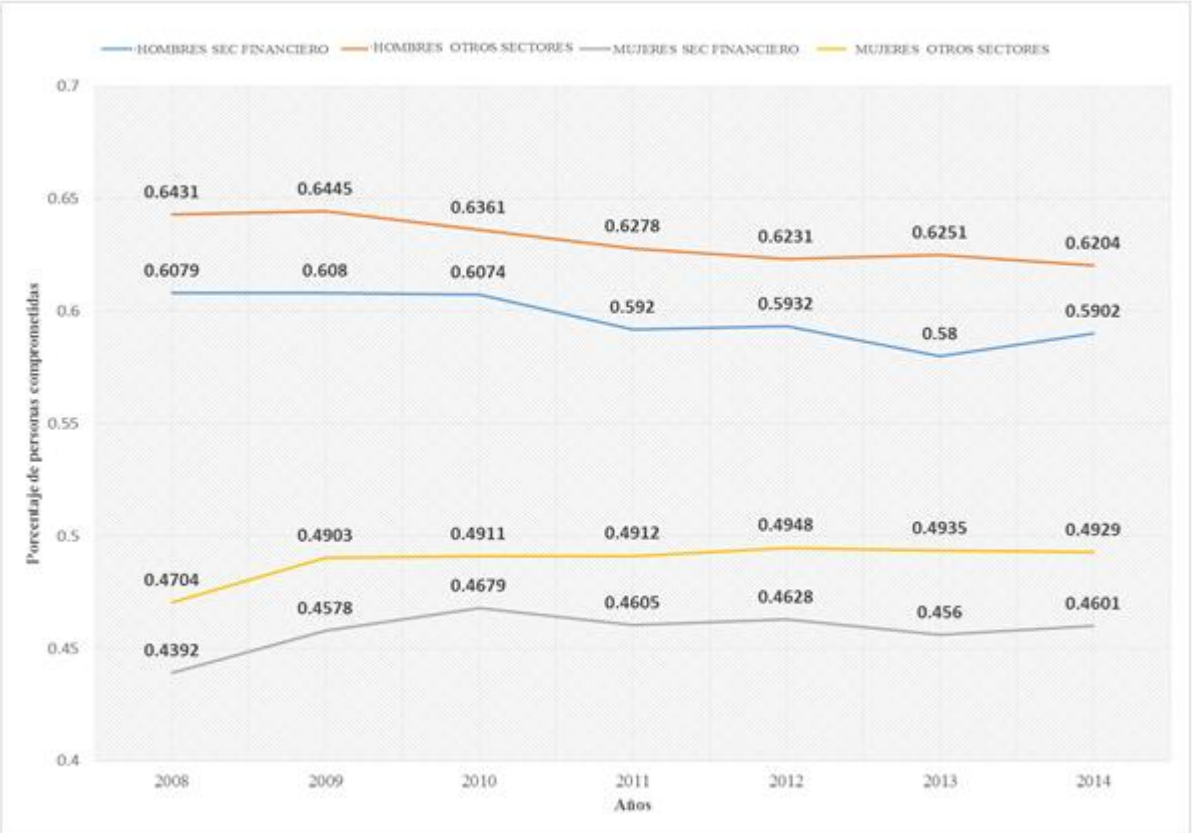


Fuente: Elaboración propia a partir de frecuencias expandidas de la GEIH y MESEP.

En cuanto a los comprometidos dentro del sector financiero el porcentaje de hombres casados o en unión libre es de 59 %, mientras para las mujeres es de 46 %. Las diferencias de hombres y mujeres

que son comprometidos y laboran en el sector financiero con respecto a otros sectores, no es tan evidente como en el caso anterior; por ejemplo para el año 2014, el porcentaje de hombres comprometidos en otras ramas de actividad es mayor en un 3% al promedio de hombres casados en el sector financiero, y para las mujeres este porcentaje es un 3.3% superior. En efecto para este mismo año el promedio de los hombres que laboran en el sector financiero y son comprometidos son 13 puntos porcentuales mayor que el promedio de mujeres con estas características. (Ver Gráfica 3).

Gráfica 3. Hombres y mujeres que presentan un compromiso, en el sector financiero y en otras ramas de la economía para los años 2008 al 2014.

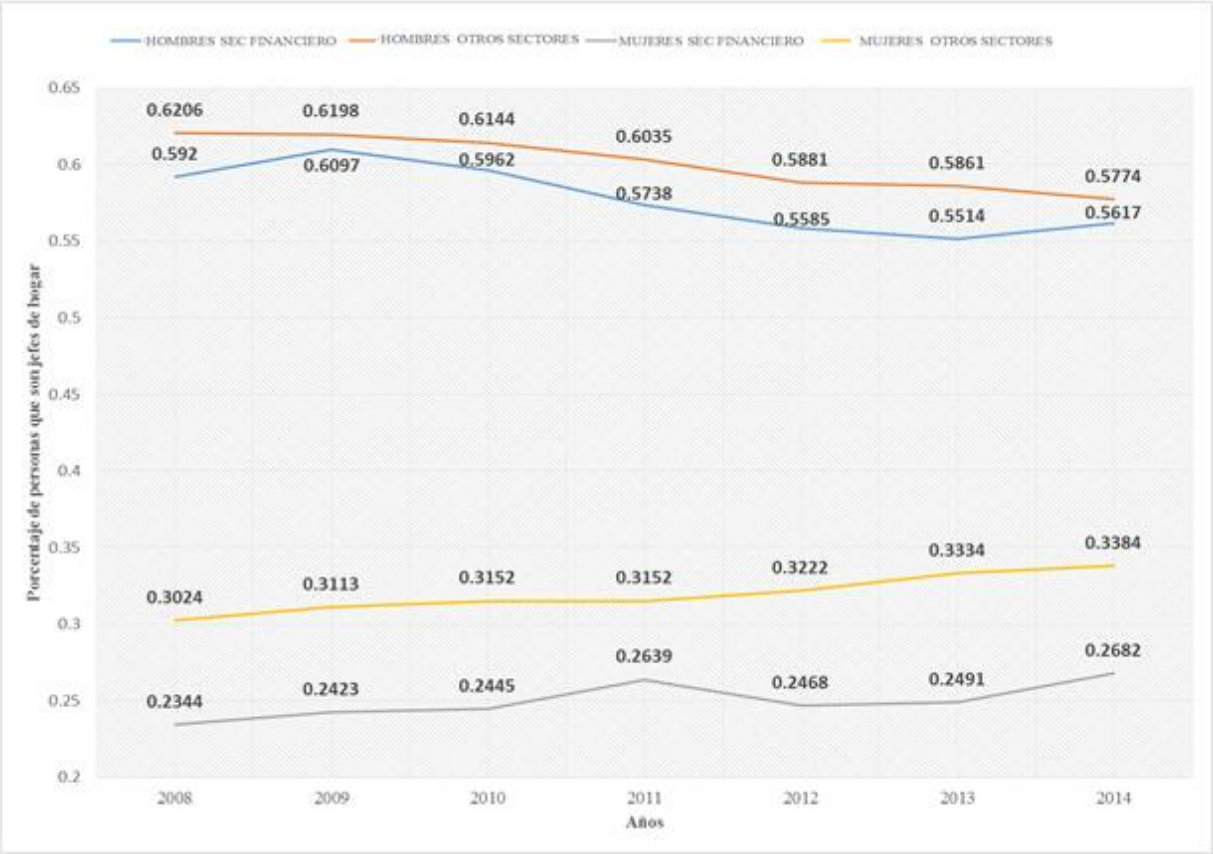


Fuente: Elaboración propia a partir de frecuencias expandidas de la GEIH y MESEP.

De acuerdo con las estimaciones realizadas se aprecia que en promedio dentro del sector financiero el 56.2% de los hombres y el 27% de las mujeres que trabajan son jefes de hogar, en lo cual se puede considerar que en promedio son más los hombres jefes de hogar que las mujeres en la misma

actividad. Este patrón se replica para los trabajadores del resto de sectores de la economía en todos los años analizados en el presente estudio (ver Gráfica 4).

Gráfica 4. Hombres y mujeres que son jefes de hogar en el sector financiero y en otras ramas de actividad para los años 2008 al 2014.

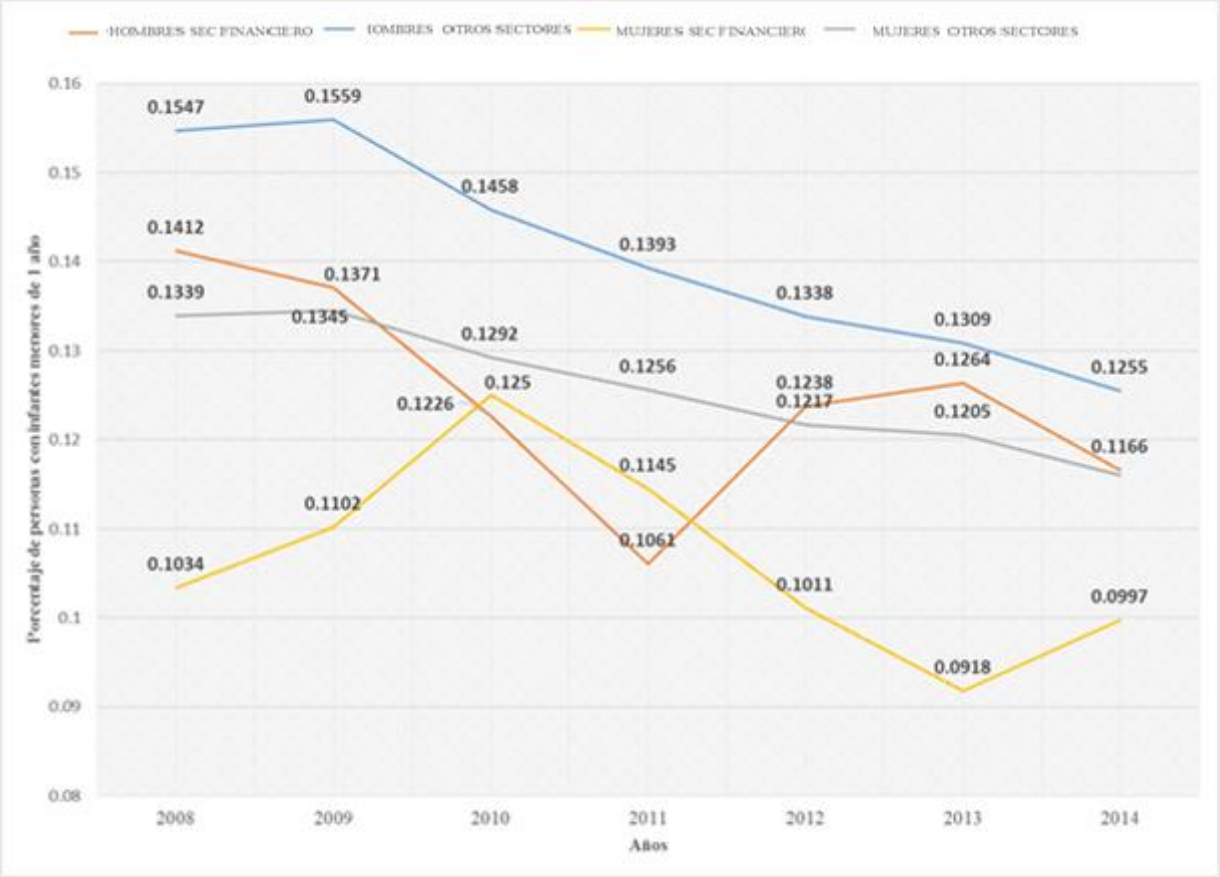


Fuente: Elaboración propia a partir de frecuencias expandidas de la GEIH y MESEP.

Con respecto a los infantes (representados por los niños menores a un año de edad) a lo largo de los años tanto hombres como mujeres han disminuido la cantidad de infantes a su cargo. En el año 2008 el 13.4% de las mujeres que trabaja en sectores diferentes al sector financiero tienen infantes menores a un año a su cargo, el porcentaje es aún más bajo para las mujeres del sector financiero con esta característica, mientras que para los hombres del sector financiero el 14% de ellos tienen infantes a su cargo durante este mismo año. Para el 2014 la cifras disminuyen para ambos géneros, el 11.6% de los hombres que trabaja en el sector financiero tienen infantes a su cargo, mientras que

para las mujeres esta cifra es de 10% aproximadamente. En conclusión son los hombres quienes tienen en promedio 2.64% mayor cantidad de infantes a su cargo que las mujeres. (Ver Gráfica 5).

Gráfica 5. Hombres y mujeres que laboran en el sector financiero y en otras ramas de actividad con infantes menores de un año de edad, para los años 2008 al 2014

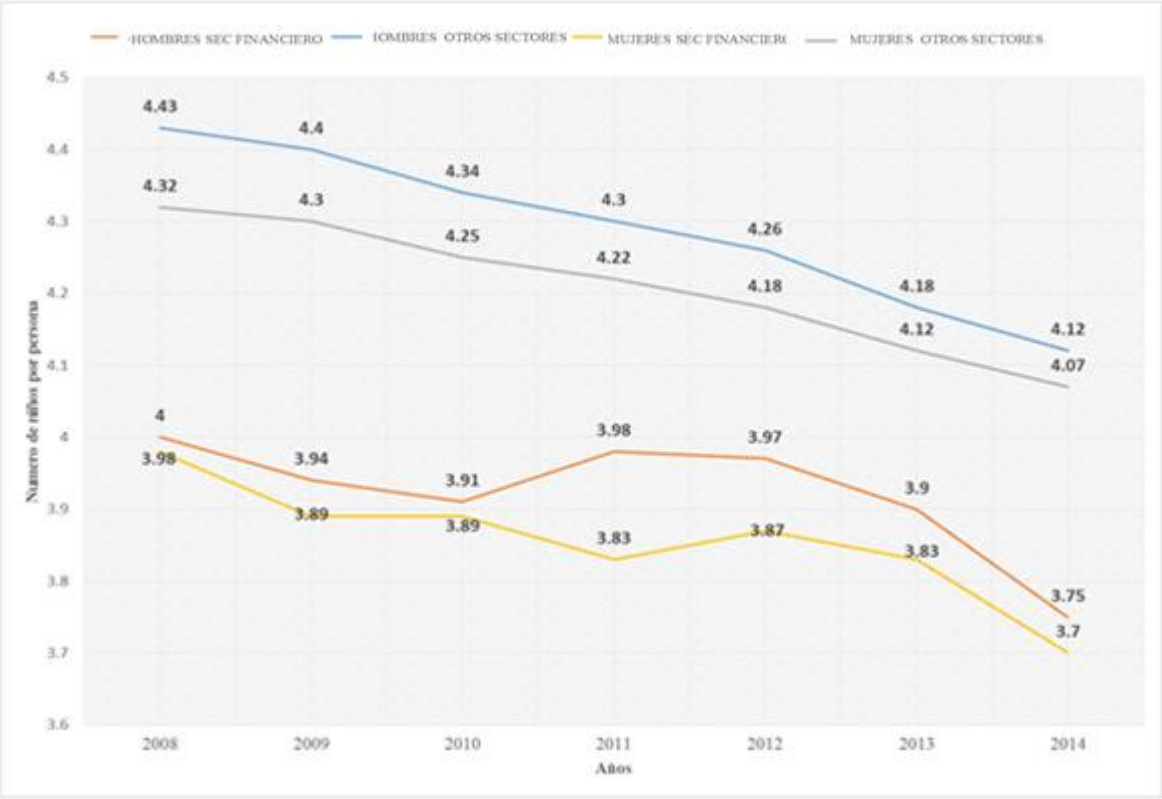


Fuente: Elaboración propia a partir de frecuencias expandidas de la GEIH y MESEP.

En cuanto al número de niños a cargo entre uno y seis años de edad en los hogares de los trabajadores los cálculos efectuados a partir de frecuencias expandidas de la GEIH, indican una disminución de esta variable para todos los grupos de trabajadores examinados en esta investigación. Ello sugiere el efecto del cambio demográfico acaecido en Colombia durante las últimas décadas y que se expresa en una reducción del número de niños por hogar, la cual es estadísticamente significativa si se comparan los promedios del 2008 contra 2014. También se constata que el número de niños a cargo en los hogares de trabajadores del sector financiero no es

estadísticamente diferente por género, más si lo es si se compara contra el promedio registrado para los trabajadores de otras ramas de la economía (Ver Gráfica 6).

Gráfica 6. Hombres y mujeres que laboran en el sector financiero y en otras ramas de actividad con niños entre uno y seis años de edad para los años 2008 al 2014.

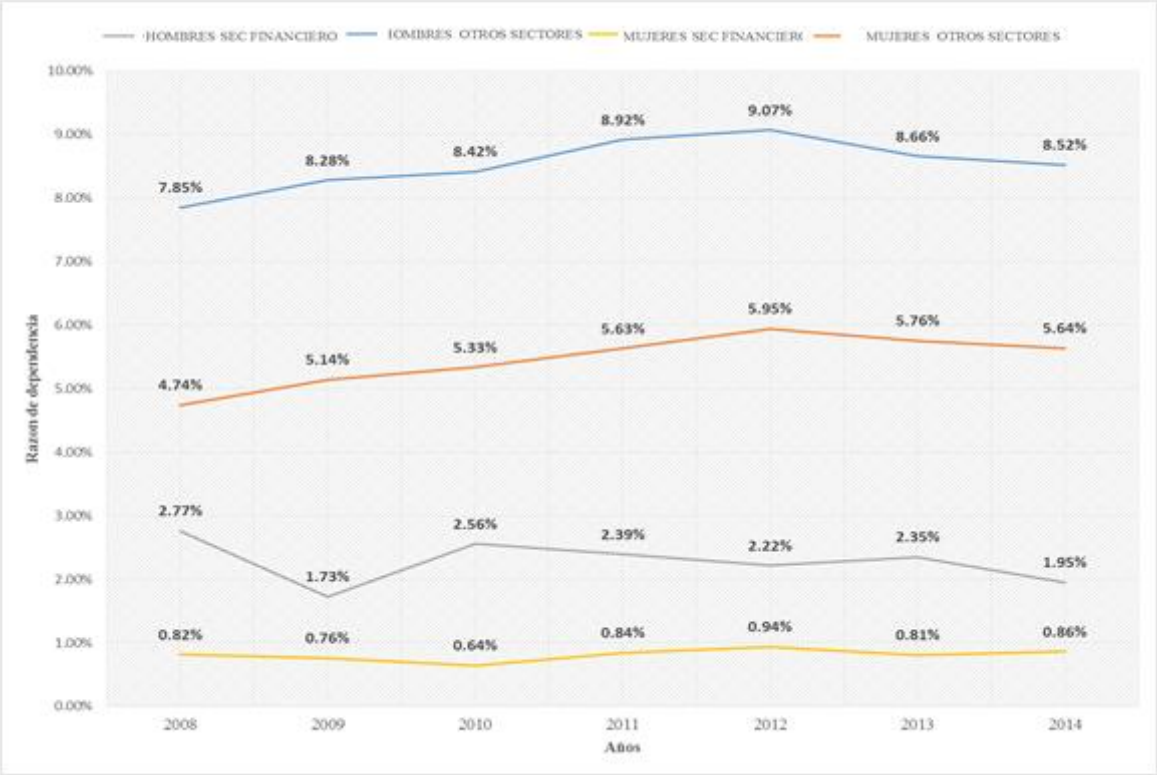


Fuente: Elaboración propia a partir de frecuencias expandidas de la GEIH y MESEP.

La razón de dependencia que indica el número de personas en edad dependiente (representadas por menores de 18 años y adultos de 65 y más años de edad) a cargo de cada persona en edad productiva (19 a 64 años), ha presentado un aumento en el sector financiero así como en el resto de sectores durante los años analizados en este informe. En efecto para la población total, mientras que en el año 2008 por cada persona en edad productiva existían 0.068 dependientes, para el año 2014 este indicador se situaba en 0.062 (ver anexo 6). Para el caso específico del sector financiero se tiene que la razón de dependencia entre los ocupados de este sector para el año 2014 es de 0,013 dependientes frente a 0,072 dependientes de los ocupados en el resto de ramas de la economía. Ello sugiere que los hogares de personas ocupadas en el sector financiero muestran una estructura

demográfica orientada más hacia familias en dónde predominan los adultos en edad productiva y en dónde el cambio demográfico que experimenta Colombia durante las últimas décadas se hace más evidente. Vale señalar que tal y como se ha mostrado a lo largo de esta sección, la población trabajadora del sector financiero cuenta con mayor escolaridad y mayor experiencia laboral potencial que el resto de sectores de la economía (Ver Gráfica 7).

Gráfica 7. Hombres y mujeres que laboran en el sector financiero y en otras ramas de actividad con personas menores de 18 años y mayores de 65 años de edad a su cargo, para los años 2008 al 2014.



Fuente: Elaboración propia a partir de frecuencias expandidas de la GEIH y MESEP.

A lo largo de los años 2008 y 2014 la población económicamente activa se ha potencializado a pesar que la misma población total ha reportado un decrecimiento del 4.3%. Durante el año 2008 el total de población fue de 823,814, donde 327.669 fueron personas económicamente activas; de esta población el 1.33% corresponde a ocupados del sector financiero, en efecto el resto correspondió a ocupados en otras ramas de actividad. En el año 2014 el total de población fue de 788,101; sin embargo, la población económicamente activa fue de 356,719, en donde el 1.40%

representa la población ocupada en el sector financiero. La participación laboral de la mujer en el sector financiero se ha intensificado incluso por encima de la participación de los hombres, para el año 2008 el porcentaje de mujeres laborando en el sector financiero fue de 0.71%, mientras que para el 2014 este porcentaje fue de 0.78%. Estas observaciones se calcularon en proporción a la población económicamente activa para cada año, así mismo, son datos estadísticamente significativos (ver Gráfica 8).

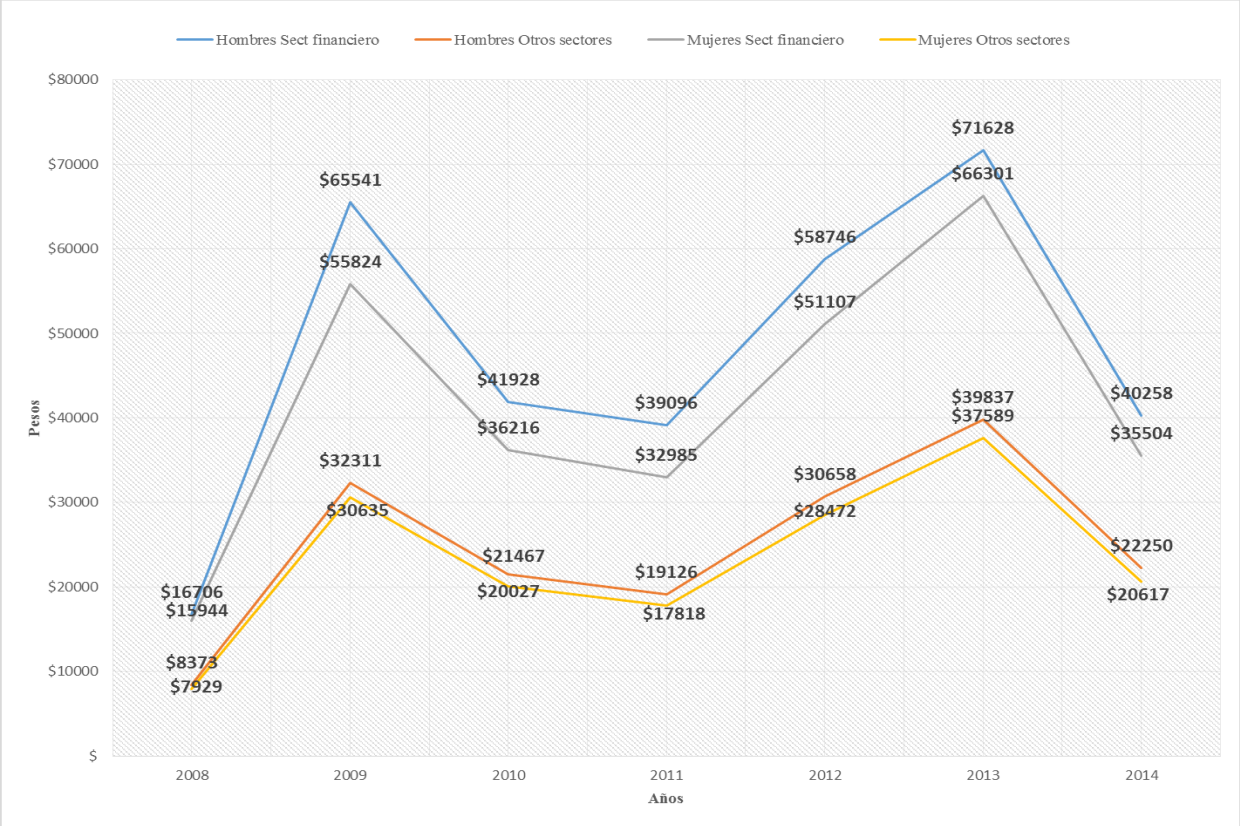
Gráfica 8. Población económicamente activa por sexo que labora en el sector financiero y en otras ramas de actividad, para los años 2008 al 2014.

Fuente: Elaboración propia a partir de frecuencias expandidas de la GEIH y MESEP.

Los ingresos laborales en términos reales de los hombres y mujeres que laboran en el sector financiero, son salarios que están por encima de las personas que laboran en otros sectores, por ejemplo para el año 2014, un hombre que labora en el sector financiero tiene un ingreso promedio de $40,258 diarios y un hombre que labora en otra rama de actividad tiene ingresos de $22,250 diarios. Cabe resaltar que los ingresos labores de los hombres tanto del sector financiero como de otras fuerzas de trabajo son mayores a los de las mujeres, pese a que la diferencia no es altamente

significativa en términos de miles de pesos es importante resaltar el comportamiento de este patrón (ver Gráfica 9).

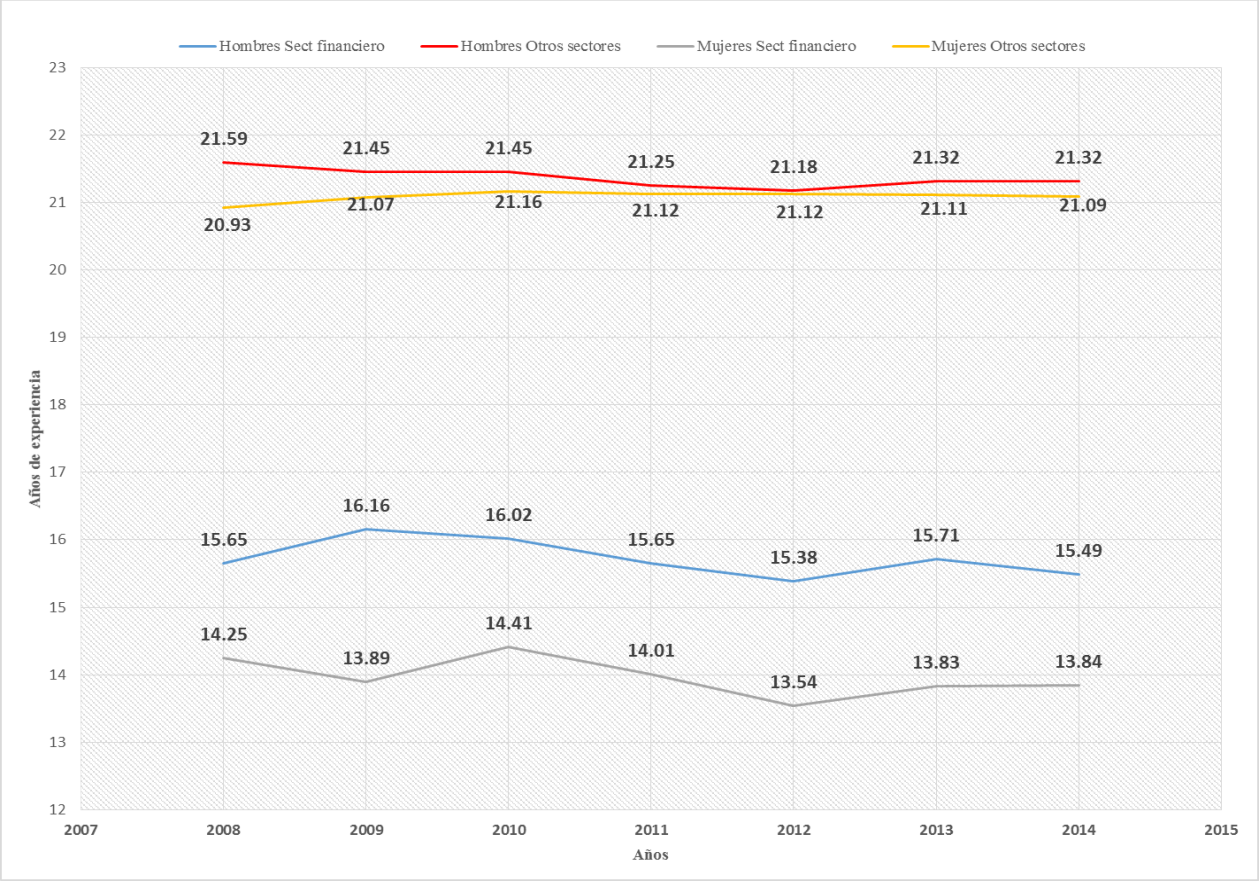
Gráfica 9. Ingresos laborales diarios de hombres y mujeres que laboran en el sector financiero y en otros sectores de la economía, para los años 2008 al 2014.



Fuente: Elaboración propia a partir de frecuencias expandidas de la GEIH y MESEP. Ingresos laborales deflactados.

En la variable experiencia laboral se puede observar que las personas que trabajan en otras actividades económicas poseen más experiencia laboral que las personas que trabajan en el sector financiero, y en general los hombres que hacen parte de la fuerza de trabajo poseen más experiencia laboral que las mujeres. Por ejemplo para el año 2014, tanto los hombres como las mujeres que laboran en otras ramas de actividad tenían en promedio 21 años de experiencia, mientras que los hombres que trabajan en el sector financiero tenían en promedio 15 años de experiencia y las mujeres 14 años de experiencia (ver Gráfica 10).

Gráfica 10. Experiencia laboral de hombres y mujeres que laboran en el sector financiero y en otros sectores de la economía, para los años 2008 al 2014.



Fuente: Elaboración propia a partir de frecuencias expandidas de la GEIH y MESEP.

Las ciudades que se escogieron para el presente trabajo fueron las ciudades de Barranquilla, Bogotá, Bucaramanga, Cali, Cartagena, Ibagué, Manizales, Medellín, Neiva y Pereira, debido a que fueron las ciudades que evidenciaron datos estadísticamente significativos de participación en hombres y mujeres que laboran en el sector financiero. Por ejemplo, Barranquilla y Cali son unas de las ciudades donde se evidencia mayor participación de hombres que de mujeres laborando en el sector financiero en los siete años de estudio. Por otro lado, Manizales, Medellín y Neiva son ciudades donde las mujeres participan más en el sector financiero. La ciudad de Bogotá es aquella que presenta una participación laboral en el sector equitativa para ambos sexos (ver anexo 9).

Vale señalar que tal y como se ha mostrado a lo largo de esta sección, la población trabajadora del sector financiero cuenta con mayor escolaridad y mayor educación superior que el resto de sectores

de la economía, y son las mujeres quienes presentan mayores niveles de formación académica. Del mismo modo observamos que son los hombres tanto en el sector financiero como en otras ramas de actividad los que presentan mayores porcentajes de haber contraído matrimonio o vivir en unión libre con su pareja y son ellos mismos los que a su vez, presentan mayores niveles de participación en los hogares como jefes de hogar.

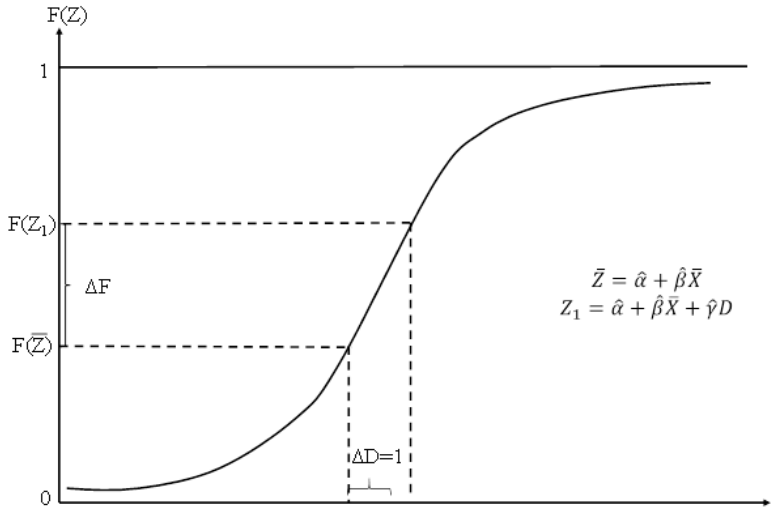
La población en general presentó una disminución en la cantidad de niños e infantes por hogar, donde la población que labora en el sector financiero reflejó un porcentaje de infantes inferior a la del resto de sectores, y son los hombres del sector financiero los que presentaron mayores porcentajes de infantes a su cargo. Además, se observa que en otras ramas de actividad las personas en edad productiva tienen una mayor razón de dependencia con respecto a la población que pertenece al sector financiero.

IV. Resultados

IV.I. Modelos probit para estimar la participación laboral en el sector financiero

Con el propósito de caracterizar la probabilidad de participación laboral de las mujeres en el sector financiero en Colombia desde el año 2008 al 2014, a continuación se presenta un análisis de regresión con modelos Probit. Para ello se utilizaron microdatos de hombres y mujeres con edades entre 18 y 64, para los años 2008 al 2014 (ver tabla 1 y tabla 2). En la interpretación de modelos Probit un inconveniente al explicar los coeficientes originales, es que los mismos están expresados en términos de desviaciones estándar de una distribución de probabilidad normal. Para superar dicha dificultad los resultados se presentan en términos de efectos marginales (para variables continuas), o de impacto (para las variables dummy), las cuales se valoran sobre la media de características observables en la muestra. En la gráfica que sigue a continuación se visualiza la conversión de un coeficiente probit para una variable dummy a puntos de probabilidad; vale aclarar que dicha conversión para los fines del presente trabajo se realiza sobre la media de las características observables (ver Gráfica 11).

Gráfica 11. Efecto de impacto de una variable dummy en la probabilidad de ocurrencia de un evento F(Z).



Fuente: elaboración propia.

En general se puede observar que para la mayoría de variables los efectos marginales o de impacto son estadísticamente significativos, incluso al 1%. En cuanto a la variable de experiencia laboral

potencial, para los hombres se tiene que cada año de experiencia adicional hasta los cinco años (*EXP1*) incrementa entre 0.3 y 0.8 puntos porcentuales la probabilidad de trabajar en el sector financiero, no obstante que en algunos años (2008 y 2010) dicho efecto no es estadísticamente diferente de cero. En las mujeres cada año adicional de experiencia laboral hasta los cinco años incrementa entre 0.6 y 0.8 puntos porcentuales su probabilidad de laborar en el sector financiero para los años 2009 y 2010, en los demás años los efectos no son estadísticamente significativos. Los efectos marginales spline para los años de experiencia a partir de los seis años (*EXP2*) sugieren un impacto negativo en la probabilidad de permanecer en el sector financiero conforme aumenta la experiencia a lo largo de la vida laboral. Ello indica que la mayor parte de personas que ingresan al sector financiero lo hacen en edades jóvenes y permanecen allí por algunos años para luego moverse a otros sectores de la economía. Otra razón importante de que ocurra el patrón anterior puede deberse al ciclo de vida económico que tiene una persona; según la teoría del ciclo vital propuesta por Modigliani (1992) existe una etapa en la vida donde el nivel de producción de un individuo comienza a descender. Esta teoría es respaldada y mencionada por autores como Ribero[39] y Meza[40] (1997) quienes en su trabajo "Determinantes de la participación laboral de hombres y mujeres en Colombia 1976-1995" declaran que cuando una persona es joven aumenta su probabilidad de participación, más conforme aumenta su edad esta probabilidad disminuye.

Con el fin de controlar el efecto del nivel de escolaridad se incluye el número de años aprobados de educación formal a partir de una especificación tipo spline, con tres variables que reflejan el efecto marginal de la probabilidad de ingresar a laborar en el sector financiero, antes y después de los 9 años de educación, 11 años de educación, y superior a esta cifra[41]. Tomando como referencia el año 2014 los resultados indican que en promedio y *ceteris paribus*, para las mujeres un año adicional de escolaridad posterior a la terminación de la educación básica aumenta la probabilidad de ingresar a laborar en el sector financiero hasta en 0.6 puntos porcentuales, mientras que un año adicional de escolaridad posterior a la terminación de la secundaria está asociada a un incremento de la probabilidad de 0.2 puntos porcentuales. Por otro lado, los hombres reflejan menos

[39] Roció Ribero, profesora e investigadora de la Facultad de Economía en la Universidad de los Andes, Centro de Estudios de Desarrollo Económico (CEDE)

[40] Claudia Meza, profesional de la División de Proyecciones y Mediciones Macroeconómicas, Unidad de Análisis Macroeconómica, Departamento Nacional de Planeación (DNP)

[41] Los 9 años de escolaridad hacen referencia a la educación básica aprobada, los 11 años de escolaridad marcan el fin de la educación escolar y el comienzo de la educación tecnológica o universitaria, el cual será el punto de inflexión en la trayectoria de la educación formal en Colombia.

probabilidad de ingresar a laborar en el sector financiero. Sin embargo, el comportamiento de la categoría es similar al de las mujeres en cuanto que la probabilidad de ocuparse en el sector financiero aumenta con un año adicional de escolaridad.

Con relación a las dummies denominadas *jefe hogar* y *comprometido* (que hacen referencia a si la persona es jefe de hogar y a su estado conyugal) el impacto estadístico de estas categorías en el modelo no es diferente de cero. Esto quiere decir que tales características no tienen relevancia en la probabilidad de ingresar a laborar en el sector financiero. Aunque, la variable *jefe de hogar* es significativa en un año para ambos sexos. Por ejemplo en el año 2013 una mujer jefe de hogar tiene 0.1 puntos porcentuales menos de probabilidad de laborar en el sector financiero con respecto a quienes no son jefes de hogar. Por el contrario, un hombre jefe de hogar tiene una probabilidad de ingresar a laborar en el sector financiero de 0.09 puntos porcentuales mayor que el resto de miembros del hogar para el año 2014. Esto podría sugerir hasta cierto punto un trato diferenciado en el acceso al sector financiero que favorece a los hombres jefes de hogar frente a las mujeres con una condición similar. Un estudio realizado por Tenjo[42] y Ribero[43] (1998) constata el resultado anterior cuando indican que ser jefe de familia aumenta la probabilidad de participación laboral en los hombres, mientras que en una mujer jefe de hogar esta probabilidad disminuye. Con respecto a estar comprometido para un hombre la probabilidad de participación aumenta, contrario al caso de las mujeres para el estudio de estos autores.

Siguiendo el análisis de dummies, se observa que la variable correspondiente al número de niños menores de un año de edad que residen en el hogar del trabajador(a) (*hhinfants*) reduce la probabilidad de participación de la mujer en el sector financiero en promedio entre 0.18 y 0.19 puntos porcentuales. Los datos son estadísticamente significativos al 5% únicamente para los años 2008 y 2013 *ceteris paribus*, el resto de años no son estadísticamente diferentes de cero. Por otro lado, se encuentra que esta variable no afecta la probabilidad de participación de los hombres en el sector financiero lo cual provee evidencia adicional que insinúa un acceso discriminatorio en contra de la mujer a esta rama de la economía. Los resultados para esta dummy coinciden con los resultados de Vélez y Winter (1992) quienes encuentran que tener hijos menores de seis años

[42] Jaime Teno G, Economista, director de proyectos e investigador sobre desarrollo económico, mercados laborales y discriminación. En la actualidad es el gerente del componente laboral del Programa de Políticas Públicas de USAID.

reduce la probabilidad de participación laboral en Colombia, empero esta reducción para los hombres no es relevante en la determinación de su participación laboral.

En relación a la variable *rdepen,* que se refiere a la razón de dependencia del hogar en promedio y manteniendo todo lo demás constante, la probabilidad de que una mujer pertenezca a la fuerza de trabajo del sector financiero percibe un patrón de comportamiento que disminuye durante todos los años mientras tenga dependientes a su cargo, por ejemplo para el año 2014 esta disminución es de 0.2 puntos porcentuales. Por otro lado, la probabilidad de participación de los hombres se reduce con cada dependiente en su hogar a razón de 0.07 y 0.15 puntos porcentuales, datos estadísticamente significativos al 5% y 1% respectivamente.

El modelo también incluye dummies alusivas a las áreas metropolitanas donde se puede observar que la ciudad no es un determinante significativo de los cambios en la probabilidad de inclusión laboral para ambos sexos. La categoría base seleccionada en este caso es el resto de ciudades[44]. Las áreas metropolitanas de Bogotá, Cali, y Medellín, son significantes hasta en un 1% para la mayoría de los casos en ambos modelos, Bogotá es aquella que representa tanto para hombres como para mujeres la ciudad con mayor probabilidad de participación laboral en el sector financiero. Para las mujeres la ciudad con la segunda probabilidad más alta de participación es Neiva con 0.64 puntos porcentuales, y para los hombres Barranquilla con una probabilidad de 0.41 puntos porcentuales. Ciudades como Cali y Medellín presentan la menor probabilidad de ingresar a participar en el sector financiero con 0.3 puntos porcentuales en Cali para mujeres y 0.18 para hombres en la ciudad de Medellín (en promedio y manteniendo todo lo demás constante) cifras correspondientes al año 2014.

A este punto la literatura revisada y los resultados coinciden en cuanto a que se revela que la mujer recibe un trato inferior frente a las posibilidades de obtener empleo puesto que si bien un mayor nivel de formación aumenta la probabilidad de acceder a un trabajo en el sector financiero, esta probabilidad también está asociada con el cuidado de los infantes, otros dependientes a su cargo o en algunos casos si es o no jefe de hogar, por esto se asume que hay una mayor tendencia en las mujeres de interrumpir una carrera o de abandonar un trabajo que en los hombres (Guataquí, 2000), lo que provoca que el empleador prefiera contratar hombres puesto que contratar mujeres es

[44] El resto de ciudades corresponden a Armenia, Cúcuta, Florencia, Montería, Otras cabeceras, Rural, Pasto, Popayán, Quibdó, Resto, Riohacha, Santa Marta, Sincelejo, Tunja, Valledupar y Villavicencio.

introducir un factor de riesgo e incertidumbre que se termina penalizando con menores salarios, condiciones laborales, (Tenjo, J. Ribero, R. y Bernat, L., 2005) y un costo de discriminación por empleabilidad en concordancia con lo propuesto por la teoría de discriminación basada en gustos desarrollado por Gary Becker (1957) donde postula que cuando una persona expone gusto por la discriminación debe estar dispuesto a pagar el costo que lo acompaña por medio del coeficiente de discriminación (DC[45]).

Tabla 1. Efectos marginales o de impacto de modelo probit sobre la probabilidad de que una mujer pertenezca a la fuerza laboral del sector financiero colombiano 2008-2014

VARIABLES	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
	(1) sec_fin mfx dydx	(2) sec_fin mfx dydx	(3) sec_fin mfx dydx	(4) sec_fin mfx dydx	(5) sec_fin mfx dydx	(6) sec_fin mfx dydx	(7) sec_fin mfx dydx
EXP1	0.0005	0.0006**	0.0008**	-0.0001	0.0004	0.0002	0.0002
	(0.0002)	(0.0002)	(0.0002)	(0.0002)	(0.0002)	(0.0002)	(0.0002)
EXP2	-0.0006**	-0.0005**	-0.0006**	-0.0004*	-0.0004**	-0.0004*	-0.0004*
	(0.0002)	(0.0001)	(0.0002)	(0.0001)	(0.0001)	(0.0002)	(0.0002)
EXP3	-0.0001**	-0.0001**	-0.0001**	-0.0002**	-0.0002**	-0.0002**	-0.0002**
	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
basica	0.0010**	0.0010**	0.0006*	0.0008**	0.0013**	0.0009**	0.0008**
	(0.0003)	(0.0003)	(0.0002)	(0.0003)	(0.0003)	(0.0003)	(0.0003)
secundaria	0.0057**	0.0049**	0.0061**	0.0052**	0.0040**	0.0061**	0.0058**
	(0.0006)	(0.0006)	(0.0005)	(0.0006)	(0.0005)	(0.0006)	(0.0006)
edu_superior	0.0017**	0.0017**	0.0016**	0.0019**	0.0019**	0.0021**	0.0021**
	(0.0001)	(0.0001)	(0.0001)	(0.0001)	(0.0001)	(0.0001)	(0.0001)
comprometido	-0.0004	-0.0005	-0.0003	0.0001	-0.0004	-0.0007	-0.0004
	(0.0005)	(0.0004)	(0.0004)	(0.0004)	(0.0004)	(0.0004)	(0.0005)
jefe_hogar	-0.0003	-0.0002	-0.0004	0.0010	-0.0003	-0.0010*	-0.0000
	(0.0006)	(0.0005)	(0.0005)	(0.0005)	(0.0005)	(0.0005)	(0.0005)
hhinfants	-0.0018**	-0.0008	0.0007	0.0003	-0.0009	-0.0019**	-0.0008
	(0.0007)	(0.0006)	(0.0006)	(0.0006)	(0.0006)	(0.0007)	(0.0007)
rdepen	-0.0012**	-0.0012**	-0.0018**	-0.0018**	-0.0012**	-0.0016**	-0.0020**
	(0.0003)	(0.0003)	(0.0003)	(0.0003)	(0.0003)	(0.0003)	(0.0004)
Observations	141,518	144,307	151,421	157,749	160,073	158,293	159,719

Errores estándar entre paréntesis. **p<0,01, *p<0,05. Se omiten dummies de ciudades/dominios, consultar en Anexos
Fuente: elaboración propia a partir de los microdatos de la MESEP y la Gran Encuesta Integrada de Hogares.

[45] DC representa el costo de emplear mujeres, de esta forma los varones reciben un salario (W) mientras las mujeres reciben un salario (W + DC). En este sentido, el empleador contrata solo mujeres en caso que: (W+DC) < (W) (Becker, Gary S., 1957)

Tabla 2. Efectos marginales o de impacto de modelo probit sobre la probabilidad de que un hombre pertenezca a la fuerza laboral del sector financiero colombiano 2008-2014.

VARIABLES	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
	(1) sec_fin mfx dydx	(2) sec_fin mfx dydx	(3) sec_fin mfx dydx	(4) sec_fin mfx dydx	(5) sec_fin mfx dydx	(6) sec_fin mfx dydx	(7) sec_fin mfx dydx
EXP1	0.0002	0.0005**	0.0002	0.0003*	0.0008**	0.0007**	0.0005**
	(0.0002)	(0.0002)	(0.0002)	(0.0002)	(0.0002)	(0.0002)	(0.0002)
EXP2	-0.0002	-0.0003**	-0.0000	-0.0000	-0.0003**	-0.0003**	-0.0004**
	(0.0001)	(0.0001)	(0.0001)	(0.0001)	(0.0001)	(0.0001)	(0.0001)
EXP3	-0.0001*	-0.0000	-0.0000*	-0.0001**	-0.0001**	-0.0001**	-0.0001**
	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
basica	0.0011**	0.0007**	0.0007**	0.0008**	0.0009**	0.0014**	0.0007**
	(0.0002)	(0.0001)	(0.0001)	(0.0001)	(0.0001)	(0.0002)	(0.0002)
secundaria	0.0030**	0.0032**	0.0032**	0.0031**	0.0029**	0.0023**	0.0035**
	(0.0003)	(0.0003)	(0.0003)	(0.0003)	(0.0003)	(0.0003)	(0.0004)
edu_superior	0.0010**	0.0009**	0.0010**	0.0010**	0.0011**	0.0013**	0.0012**
	(0.0001)	(0.0001)	(0.0001)	(0.0001)	(0.0001)	(0.0001)	(0.0001)
comprometidc	0.0004	-0.0002	0.0003	0.0004	0.0005	-0.0000	0.0006
	(0.0004)	(0.0003)	(0.0004)	(0.0003)	(0.0004)	(0.0004)	(0.0004)
jefe_hogar	0.0003	0.0005	-0.0002	-0.0002	-0.0002	0.0001	0.0009*
	(0.0004)	(0.0003)	(0.0004)	(0.0004)	(0.0004)	(0.0004)	(0.0004)
hhinfants	0.0005	0.0003	0.0001	-0.0008	0.0002	0.0008	-0.0002
	(0.0004)	(0.0004)	(0.0004)	(0.0004)	(0.0004)	(0.0005)	(0.0005)
rdepen	-0.0015**	-0.0009**	-0.0012**	-0.0009**	-0.0007*	-0.0013**	-0.0008*
	(0.0003)	(0.0002)	(0.0003)	(0.0003)	(0.0003)	(0.0003)	(0.0003)
Observations	182,118	184,194	188,728	195,168	194,821	190,414	191,319

Errores estándar entre paréntesis. **p<0,01, *p<0,05. Se omiten dummies de ciudades/dominios, consultar en Anexos
Fuente: elaboración propia a partir de los microdatos de la MESEP y la Gran Encuesta Integrada de Hogares.

IV.II. Distribuciones del empleo femenino y masculino e índices de segregación ocupacional

Con la intención de comprobar la existencia de segregación laboral en el sector financiero tal y como se plantea en el segundo objetivo del presente trabajo, se desarrolla una metodología que consiste en la estimación de la distribución de la mujer trabajadora a través de ocupaciones, sobre el supuesto de ser tratadas como sus homólogos masculinos.

La segregación laboral trae efectos negativos sobre la economía y la sociedad en su conjunto. Inicialmente, sus orígenes se dieron en la división sexual de trabajo en la sociedad reflejado en la distribución diferenciada de hombres y mujeres en el mercado laboral. Además, este efecto mantiene a la mayoría de las mujeres en las ocupaciones con ingresos bajos y en el sector informal. Los indicadores incluidos en la tabla 3 y 4 representan la distribución del empleo por género a lo largo de las categorías ocupacionales que allí se definen, dado que los datos se presentan de manera porcentual los valores cercanos a cien indican una elevada segregación, valores cercanos a cero

indican ausencia de segregación. Los resultados apuntan a que la distribución del empleo por género parece estar en una situación óptima para ambos géneros puesto que no se evidencia segregación de alguno a mayores escalas; sin embargo, algunas ocupaciones específicas tienen una concentración de participación mayor que otras. Por ejemplo, el género femenino en el sector financiero se encuentra mucho más concentrado que el masculino en la primera categoría denominada obrero o empleado particular, el porcentaje de mujeres en esta categoría es de 62% mientras que el de hombres es de un 39%.

A pesar de los resultados favorables por parte del índice, en el estudio se puede corroborar que un trabajador sigue desenvolviéndose en un contexto en el que las diferencias sociales, económicas y laborales entre hombres y mujeres se han reducido sustancialmente, no obstante la segregación laboral por género continúa siendo un resultado característico en el mercado de trabajo (Anker R. , 1998). El ID nos dice que para el periodo 2008-2011 aproximadamente el 1.5% de los hombres o mujeres del sector financiero deberían cambiar de categoría ocupacional a fin de obtener una distribución equitativa entre género (ver anexo 12). Por otro lado el resultado del índice para el periodo 2012-2014 fue de 2.2% muy similar al índice presentado en el resto de sectores de la economía. En general, teniendo en cuenta el periodo de estudio de siete años, se deduce que un 1,6% de la fuerza laboral femenina o masculina tanto en el sector financiero como en el resto de sectores debían de cambiar de ocupación para igualar sus proporciones en el mercado de trabajo.

En el sector financiero la participación en la categoría de patrón o empleador para ambos es aproximadamente de un 7%, en las categorías de obrero, trabajador por cuenta propia, trabajador sin remuneración en empresas y otro, los hombres tienen un porcentaje de participación más alto que las mujeres hasta en aproximadamente 3 puntos porcentuales. En el resto de sectores la participación por género para cada categoría es aproximadamente del 11% es decir, que del total de mujeres activas el 11% trabajan por cuenta propia, del total de hombres en la fuerza laboral el 11% trabajan por cuenta propia, y así para cada una de las categorías correspondientes. En términos generales y atendiendo a la teoría de la discriminación estadística mencionada por Blau[46] (2000), si comparamos estos índices de segregación en ambos apartados observamos que la segregación laboral por razón de género es más elevada atendiendo a la clasificación por ocupaciones entre

[46] Francine Blau. Economista americana, profesora de economía de la Universidad de Cornell. Primera mujer en recibir el premio IZA en economía de trabajo por sus "contribuciones seminales al análisis económico de la desigualdad en el mercado laboral".

sectores económicos, o lo que es lo mismo, existe mayor paridad entre el índice de segregación del sector financiero con el de resto de sectores que entre los porcentajes de participación correspondientes a las diferentes categorías ocupacionales que los conforman. La teoría del crowding-model indica que la segregación surge cuando los empleadores creen que los hombres están más calificados, poseen mayor fuerza laboral y adquieren mejores oportunidades que las mujeres, puesto que en la mayoría de ocasiones contratar a una mujer bajo estas condiciones resulta más costoso en términos empresariales.

Tabla 3. Distribuciones ocupacionales masculinas y femeninas e índices de segregación para el sector financiero y el resto de sectores en la economía durante los años 2008 al 2014.

En este trabajo es …. (posición ocupacional primera actividad)	***(pm)* = sec financiero/h***	***(pf)* = sec financiero/m***	***|pf-pm|***	***(pm)* = resto/h***	***(pf)* = resto/m***	***|pf-pm|* resto**
Obrero o empleado de empresa particular	0.0220	0.0427	0.0208	0.9780	0.9573	0.0208
obrero o empleado del gobierno	0.0082	0.0080	0.0001	0.9918	0.9920	0.0001
empleado doméstico	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000	0.0000
trabajador por cuenta propia	0.0042	0.0040	0.0002	0.9958	0.9960	0.0002
patrón o empleador	0.0040	0.0050	0.0010	0.9960	0.9950	0.0010
trabajador familiar sin remuneración	0.0010	0.0009	0.0001	0.9990	0.9991	0.0001
trabajador sin remuneración en empresas	0.0051	0.0017	0.0034	0.9949	0.9983	0.0034
jornalero o peón	0.0000	0.0009	0.0009	1.0000	0.9991	0.0009
otro	0.0106	0.0039	0.0067	0.9894	0.9961	0.0067
Indice de Duncan y Duncan			**0.0166**			**0.01663**

Fuente: elaboración propia a partir de los microdatos de la MESEP y la Gran Encuesta Integrada de Hogares.

Tabla 4. Participaciones ocupacionales masculinas y femeninas durante los años 2008 al 2014

En este trabajo es …. (posición ocupacional primera actividad)	**participacion**			
	resto/m	**resto/h**	**secf/m**	**secf/h**
Obrero o empleado de empresa particular	10.718	10.934	62.601	39.902
obrero o empleado del gobierno	11.106	11.088	11.768	14.820
empleado doméstico	11.196	11.179	0.000	0.000
trabajador por cuenta propia	11.152	11.133	5.794	7.612
patrón o empleador	11.140	11.135	7.371	7.294
trabajador familiar sin remuneración	11.186	11.169	1.297	1.780
trabajador sin remuneración en empresas	11.175	11.122	2.799	9.284
jornalero o peón	11.185	11.179	1.388	0.000
otro	11.143	11.061	6.982	19.307

Fuente: elaboración propia a partir de los microdatos de la MESEP y la Gran Encuesta Integrada de Hogares.

IV.III. Brechas salariales con corrección de sesgo de selección por Heckman (1979) y descomposición de Oaxaca (1973).

Las ecuaciones mincerianas con corrección por sesgo de selección se presentan en las tablas 5 y 6 en estas se muestran las ecuaciones por género para cada uno de los siete años de estudio. Se puede examinar que las variables de capital humano tienen un comportamiento unánime a la teoría y la literatura revisada sobre este tipo de estimaciones. Por un lado podemos observar que las variables tipo spline relacionadas con la experiencia *EXP1* (de 1 a 5 años de experiencia), *EXP2* (de 6 a 10 años de experiencia) y *EXP3* (de 11 años de experiencia en adelante) resultaron estadísticamente significativos al uno por ciento en la mayoría de los casos, excepto para las mujeres que laboran en el sector financiero que tienen entre seis a diez años de experiencia laboral. Esto nos sugiere que los ingresos laborales de las personas que trabajan en el sector financiero y tienen entre uno y cinco años de experiencia laboral experimentan una trayectoria de ascenso, el cual desacelera lentamente a lo largo de la vida laboral como se manifiesta en las personas que tienen más de 11 años de experiencia.

Un comportamiento similar se presenta en los coeficientes para las tres variables spline de educación las cuales expresan los retornos de cada año de escolaridad adicional de cero a nueve años de estudio, de diez a once años de estudio y de doce años en adelante. Los resultados indican que los retornos por cada año de escolaridad adicional se duplican a partir de la culminación del ciclo de formación básica y coincide con el inicio de la formación media-vocacional tanto para hombres como para mujeres. También se aprecia que los retornos a la educación finalizada la secundaria tienden a ser más altos para las mujeres que para los hombres que pertenecen al sector financiero en la mayoría de los siete años de estudio. Caso contrario se presentaba en los años noventa, donde Tenjo Galarza (2000) observo que existían mayores retornos a favor de los hombres que tenían educación universitaria completa en el sector financiero, pero en otros niveles educativos estas diferencias podían ser a favor tanto de hombres como de mujeres.

En cuanto a otras características observables que no poseen relación con el capital humano se puede observar que los ingresos laborales por hora que reciben las personas jefes de hogar en el sector financiero en promedio y *ceteris paribus*, son hasta 13.8 puntos porcentuales superiores a los del

resto de miembro en el hogar en el caso de las mujeres, mientras que dicho diferencial es de 26.4[47] puntos porcentuales para los hombres. En términos de género, las diferencias de los coeficientes de esta variable son estadísticamente significativos para los hombres en todos los años hasta en un uno por ciento, contrario al de las mujeres que solo refleja datos estadísticamente significativos en los años 2009 y 2012.

Por su parte la variable que identifica las personas que no son solteras y laboran en el sector financiero (llamada *comprometido*) indica que dicha característica está asociada a salarios más bajos para el caso de los hombres, opuesto a las mujeres que no son solteras y pertenecen al sector financiero quienes poseen en promedio y manteniendo todo lo demás constante, ingresos de 19.32 puntos porcentuales inferiores a quienes no presentan un compromiso. Cabe resaltar que esta variable es estadísticamente significativa para las mujeres en todos los años en hasta un uno por ciento, inverso al de los hombres que solo presento coeficientes estadísticamente significantes en los años 2008, 2009 y 2013.

Con respecto a la Clasificación Nacional de Ocupaciones – C.N.O, se incluyó una variable dummy *directivos* la cual clasifica las personas que tienen ocupaciones de alta dirección y gerencia donde los resultados no fueron estadísticamente significativos en la mayoría de los años; ya que de los siete años de estudio se presentaron dos resultados significativos para mujeres y un resultado significativo para hombres.

Respecto a las ciudades que se emplearon en la corrección de sesgo de selección, las cuales corresponden a Barranquilla, Bogotá, Bucaramanga, Cali, Cartagena, Ibagué, Manizales, Medellín, Neiva y Pereira. Se puede considerar que cinco ciudades principales como Bogotá, Bucaramanga, Cali, Medellín y Pereira, presentan un coeficiente estadísticamente significativo incluso al uno por ciento para todos los años, excepto para los hombres donde Pereira no es significante en ningún año. Estas ciudades además son aquellas que manifiestan mayores ingresos para las mujeres y para los hombres del sector financiero; por ejemplo, en la ciudad de Bogotá para el año 2014 los ingresos de una mujer que labora en el sector financiero son en promedio 31 puntos porcentuales, cifra mayor a los de una mujer que trabaje en otro sector de la economía perteneciente al resto de ciudades.

[47] Estos efectos se calculan a partir del promedio del antilogaritmo de los coeficientes menos 1

Ahora analizaremos la razón de Mills que se incorpora en las ecuaciones de ingresos[48]. De estos estimativos podemos ver la existencia de una correlación positiva y estadísticamente significativa entre las características no observables que determinan tanto la participación en el sector financiero, como el ingreso laboral. La percepción económica sugiere que las personas que están más dispuestos en hacer parte del mercado de trabajo, son aquellas que presentan mayor motivación, habilidad y otras características no observables que se pueden asociar a la productividad, lo cual se confirma con los resultados presentados ya que de los seis casos estadísticamente significativos no se encontró ningún término de selección negativo. Por otro lado, el término de selección tiende a no ser estadísticamente diferente de cero con mayor frecuencia en las ecuaciones correspondientes a las mujeres que en las ecuaciones de los hombres donde solo se encontró un caso significativo.

Tabla 5. Ecuaciones robustas de ingresos para las mujeres del sector financiero corregidas por sesgo de selección para los años 2008-2014.

VARIABLES	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	lning	lning	lning	lning	lning	lning	lning
EXP1	0.1503**	0.0957**	0.1481**	0.0970**	0.1099**	0.1030**	0.0507*
	(0.0242)	-0.0251	(0.0246)	(0.0222)	(0.0228)	(0.0219)	(0.0198)
EXP2	0.0078	0.0178	0.0154	0.0028	0.0163	0.0169	0.0197*
	(0.0095)	(0.0094)	(0.0090)	(0.0086)	(0.0091)	(0.0086)	(0.0081)
EXP3	0.0128**	0.0072**	0.0092**	0.0105**	0.0081**	0.0079**	0.0043*
	(0.0022)	(0.0022)	(0.0020)	(0.0020)	(0.0020)	(0.0019)	(0.0018)
media	0.0584*	-0.0076	0.0861**	0.0344	0.0556	0.0588*	0.0292
	(0.0246)	(0.0301)	(0.0255)	(0.0241)	(0.0292)	(0.0272)	(0.0270)
secundaria	0.2368**	0.2285**	0.1945**	0.2062**	0.1935**	0.1750**	0.1474**
	(0.0471)	(0.0543)	(0.0514)	(0.0478)	(0.0503)	(0.0506)	(0.0501)
edu_superior	0.2019**	0.1677**	0.1656**	0.1678**	0.1745**	0.1766**	0.1406**
	(0.0109)	(0.0101)	(0.0106)	(0.0090)	(0.0103)	(0.0101)	(0.0088)
comprometido	0.1477**	0.1767**	0.0931**	0.1444**	0.1073**	0.1204**	0.1283**
	(0.0294)	(0.0301)	(0.0279)	(0.0268)	(0.0279)	(0.0258)	(0.0248)
jefe_hogar	0.0812	0.1047*	0.0807	0.0878*	0.1300**	-0.0064	0.0172
	(0.0443)	(0.0456)	(0.0422)	(0.0374)	(0.0397)	(0.0366)	(0.0337)
directivos	0.1543*	-0.0230	0.2459**	0.1231	0.0658	0.0202	0.0587
	(0.0716)	(0.0967)	(0.0756)	(0.0681)	(0.0637)	(0.0556)	(0.0533)
lambda_m	2.5390**	0.7455	1.6171**	0.7603	1.0301*	1.0813*	-0.1523
	(0.5019)	(0.4559)	(0.4748)	(0.4073)	(0.4536)	(0.4515)	(0.4220)
Constant	10.9017**	12.0847**	11.0673**	11.8681**	11.5990**	11.6884**	12.4822**
	(0.2860)	(0.3087)	(0.2872)	(0.2621)	(0.3129)	(0.2914)	(0.2752)
Observations	1,921	1,834	1,906	2,066	2,156	2,388	2,371
R-squared	0.3765	0.3666	0.3418	0.3880	0.3509	0.3473	0.3603

Errores estándar entre paréntesis. **p<0,01, *p<0,05. Ingresos deflactados al IPC del año 2008.Se omiten dummies de ciudades/dominios, consultar en Anexos.
Fuente: elaboración propia a partir de los microdatos de la MESEP y la Gran Encuesta Integrada de Hogares.

[48] Lambda m, para mujeres y lambda h para hombres

Tabla 6. Ecuaciones robustas de ingresos para los hombres del sector financiero corregidas por sesgo de selección para los años 2008-2014.

VARIABLES	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	lning	lning	lning	lning	lning	lning	lning
EXP1	0.1103**	0.1269**	0.1039**	0.1467**	0.1090**	0.1677**	0.1031**
	(0.0365)	(0.0415)	(0.0376)	(0.0373)	(0.0351)	(0.0305)	(0.0337)
EXP2	0.0396**	0.0233	0.0450**	0.0430**	0.0312*	0.0324**	0.0270*
	(0.0128)	(0.0151)	(0.0134)	(0.0135)	(0.0132)	(0.0122)	(0.0115)
EXP3	0.0067**	0.0057*	0.0055**	0.0083**	0.0057**	0.0027	0.0046**
	(0.0017)	(0.0022)	(0.0018)	(0.0018)	(0.0018)	(0.0017)	(0.0016)
media	0.0415*	0.0276	0.0218	0.0573*	0.0776**	0.0473*	0.0162
	(0.0210)	(0.0293)	(0.0256)	(0.0237)	(0.0245)	(0.0227)	(0.0220)
secundaria	0.1629**	0.1550**	0.1354**	0.1447**	0.0820	0.0791	0.1373**
	(0.0394)	(0.0573)	(0.0495)	(0.0441)	(0.0462)	(0.0404)	(0.0407)
edu_superior	0.1353**	0.1443**	0.1375**	0.1643**	0.1474**	0.1452**	0.1426**
	(0.0068)	(0.0079)	(0.0071)	(0.0069)	(0.0067)	(0.0069)	(0.0064)
comprometidc	0.0904*	0.1185*	-0.0005	-0.0084	0.0467	0.1112**	0.0700
	(0.0457)	(0.0534)	(0.0462)	(0.0445)	(0.0425)	(0.0399)	(0.0379)
jefe_hogar	0.2115**	0.2265**	0.2345**	0.2355**	0.2320**	0.1746**	0.1883**
	(0.0455)	(0.0520)	(0.0452)	(0.0432)	(0.0422)	(0.0394)	(0.0365)
directivos	0.0300	0.2210*	0.0542	0.0506	0.0568	0.0132	0.0514
	(0.0767)	(0.0914)	(0.0696)	(0.0694)	(0.0638)	(0.0552)	(0.0506)
lambda_h	1.0116	1.2246	0.7945	1.5066*	0.8728	1.5094**	0.6337
	(0.6124)	(0.6463)	(0.5870)	(0.6042)	(0.6007)	(0.5278)	(0.5887)
Constant	11.7438**	11.8123**	12.1187**	11.5260**	11.7216**	11.7126**	12.3665**
	(0.3145)	(0.3812)	(0.3342)	(0.3276)	(0.3160)	(0.2826)	(0.3038)
Observations	1,561	1,368	1,477	1,530	1,693	1,725	1,799
R-squared	0.4050	0.3726	0.3878	0.4476	0.4170	0.3842	0.4258

Errores estándar entre paréntesis. **p<0,01, *p<0,05. Ingresos deflactados al IPC del año 2008.Se omiten dummies de ciudades/dominios, consultar en Anexos

Fuente: elaboración propia a partir de los microdatos de la MESEP y la Gran Encuesta Integrada de Hogares.

Las Tabla 8 y 9 presentan la descomposición de la brecha salarial por género descrita en la ecuación 24 de la sección III.III de este trabajo. Estos resultados se obtuvieron mediante el método de Oaxaca y Blinder (1973)[49]. En este método se deben modelar salarios de mujeres y hombres por separado en función de su capital humano y descomponer la diferencia salarial promedio en dos componentes: una asociada a diferencias en características observables o diferencias de dotación de capital humano (*explained*) y otra que refleja diferencias en el tratamiento de tales características, es decir una diferencia en el pago que hace el mercado por la posesión de dicha dotación (*unexplained*). Observando la tabla en la mayoría de los casos las diferencias salariales para los trabajadores pertenecientes al sector financiero son estadísticamente significativos

[49] La técnica de descomposición OB es una técnica basada en la regresión que explota factores explicativos. Existen métodos alternativos para descomponer las diferencias de ingresos (véase, por ejemplo, Bourguignon y Ferreira (2005) y Bourguignon, Ferreira y Leite (2008)).Además, una técnica no paramétrica alternativa desarrollada por Ñopo (2008) método que se ha aplicado en el mercado de trabajo brasileño por Márquez García, Ñopo y Salardi (2009).

inclusive al 1% y al 5%, excepto en los años 2012 y 2013, años en los que la brecha disminuye considerablemente. Para el resto de sectores de la economía las diferencias salariales son estadísticamente significativas a un nivel del 1% para todos los años sin excepción.

Como se indica en la sección III.VI las mujeres cuentan con un mayor número de años de escolaridad promedio en comparación a los hombres en todo los sectores de la economía, la teoría del capital humano se fundamenta básicamente en la relación positiva entre los conocimientos y la productividad de un trabajador, en este sentido se supone que la educación sea un importante determinante de los ingresos laborales (Becker, 1993). Tal situación se ve reflejada en la descomposición de la brecha salarial, en virtud a que el componente "explained" es negativo durante todos los años examinados en esta investigación para el resto de sectores en la economía; a pesar que los ingresos percibidos por los hombres son mayores, ello sugiere que el mayor nivel educativo de las mujeres ayuda a reducir la brecha de ingresos por género en estas ramas. Al respecto y en el caso particular de Colombia, Piñeros[50] (2009) en su estudio "Las uniones maritales, los diferenciales salariales y la brecha educativa en Colombia" manifiesta que los hombres perciben mejores ingresos incluso cuando sus niveles de educación promedio son inferiores a las mujeres permitiendo evidenciar que tal disminución en la brecha de educación no representa mejoras para los salarios de las mujeres. Por otro lado, en el sector financiero el comportamiento de tal componente es positivo para los años 2009 y 2010, donde la brecha alcanza su máximo registro en los siete años de estudio. De esta manera de no ser por el componente de "explained", la brecha de ingresos por género en el sector financiero sería aún mayor.

Ahora bien, el componente de remuneración o tratamiento de características denominado "unexplained" indica el componente de la brecha salarial que se origina en un tratamiento diferenciado de las mismas características observables entre hombres y mujeres. Este componente se atribuye generalmente al fenómeno de la discriminación, dado que en su ausencia las mismas características deberían recibir los mismos retornos para ambos sexos (Oaxaca, 1973). El registro más alto de este componente se dio en el año 2014 con 11 puntos porcentuales en el sector financiero, y 50 puntos porcentuales para el resto de sectores en la economía que indica el segmento

[50]Luz Andrea Piñeros. Profesora asistente en la Universidad de la Sabana, en el programa de Economía y Finanzas Internacionales. Es economista (2007), politóloga (2009) y tiene una maestría en Economía de la Universidad de los Andes (2009).

de la brecha de ingresos que es atribuible a las diferencias en la estructura de los salarios, interpretadas como la parte que captura la posibilidad de un comportamiento discriminatorio puro.

A partir de los resultados obtenidos, para el sector financiero en el año 2014 los hombres ganan un 7.3%[51] más que las mujeres en esta rama de la economía, en el resto de los sectores esta diferencia es del 41% para el mismo año. Según el programa de las naciones unidas para el desarrollo la brecha en los ingresos laborales mensuales promedio en Colombia es del 20% para el 2014 teniendo en cuenta trabajadores informales, y que en este sentido la proporción de mujeres trabajadoras en el sector laboral informal es mayor que en el mercado regulado (PNUD, 2014). Las brechas salariales por género reportadas en este trabajo se explican principalmente por el componente de "*unexplained*" el cual es positivo y mayor que el componente de dotación *"explained"* que es negativo en la mayor parte de los casos. Tal hallazgo indica que las diferencias salariales por género en el mercado de trabajo en Colombia se originan en un tratamiento discriminatorio de características observables asociadas a la productividad tales como la experiencia laboral y la escolaridad.

Tabla 7. Diferencial total de ingresos laborales para el sector financiero con corrección de sesgo de selección para los años 2008 al 2014.

	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
VARIABLES	(1) overall	(2) overall	(3) overall	(4) overall	(5) overall	(6) overall	(7) overall
hombres	16.3836**	16.4520**	16.4927**	16.5278**	16.5150**	16.5308**	16.6114**
	(0.0195)	(0.0213)	(0.0195)	(0.0198)	(0.0193)	(0.0183)	(0.0177)
mujeres	16.3156**	16.3840**	16.4039**	16.4725**	16.5086**	16.5226**	16.5377**
	(0.0165)	(0.0168)	(0.0157)	(0.0153)	(0.0157)	(0.0146)	(0.0143)
difference	0.0680**	0.0680*	0.0888**	0.0552*	0.0064	0.0082	0.0737**
	(0.0256)	(0.0271)	(0.0250)	(0.0250)	(0.0249)	(0.0234)	(0.0227)
explained	-0.0018	0.0441*	0.0495**	-0.0307	-0.0068	-0.0556**	-0.0369*
	(0.0188)	(0.0196)	(0.0181)	(0.0183)	(0.0180)	(0.0165)	(0.0161)
unexplained	0.0698**	0.0239	0.0393	0.0860**	0.0132	0.0638**	0.1106**
	(0.0221)	(0.0230)	(0.0214)	(0.0208)	(0.0215)	(0.0209)	(0.0191)
Observations	3,482	3,202	3,383	3,596	3,849	4,133	4,170

Errores estándar entre paréntesis. **p<0,01, *p<0,05.
Fuente: elaboración propia a partir de los microdatos de la MESEP y la Gran Encuesta Integrada de Hogares

[51] la discriminación pura es de 0,11, mientras las dotaciones son de -0,036 para darnos una brecha salarial del 7,3%,

Tabla 8. Diferencial total de ingresos laborales para el resto de sectores con corrección de sesgo de selección para los años 2008 al 2014.

	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
VARIABLES	(1) overall	(2) overall	(3) overall	(4) overall	(5) overall	(6) overall	(7) overall
group_1	15.6629**	15.6744**	15.7264**	15.7918**	15.8291**	15.8789**	15.9548**
	(0.0026)	(0.0026)	(0.0025)	(0.0024)	(0.0025)	(0.0024)	(0.0023)
group_2	15.3015**	15.2896**	15.3188**	15.3740**	15.3901**	15.4580**	15.5399**
	(0.0034)	(0.0034)	(0.0034)	(0.0033)	(0.0033)	(0.0034)	(0.0033)
difference	0.3615**	0.3848**	0.4076**	0.4178**	0.4390**	0.4209**	0.4150**
	(0.0042)	(0.0043)	(0.0042)	(0.0040)	(0.0041)	(0.0042)	(0.0040)
explained	-0.0390**	-0.0570**	-0.0574**	-0.0579**	-0.0631**	-0.0729**	-0.0783**
	(0.0029)	(0.0029)	(0.0028)	(0.0027)	(0.0027)	(0.0026)	(0.0025)
unexplained	0.4004**	0.4418**	0.4650**	0.4757**	0.5021**	0.4937**	0.4932**
	(0.0036)	(0.0036)	(0.0036)	(0.0035)	(0.0036)	(0.0036)	(0.0035)
Observations	229,239	234,826	249,406	263,939	265,931	261,424	268,042

Errores estándar entre paréntesis. **p<0,01, *p<0,05.
Fuente: elaboración propia a partir de los microdatos de la MESEP y la Gran Encuesta Integrada de Hogares

IV.IV. Subempleo según la metodología del Departamento Nacional de Estadísticas – DANE

Para el cálculo del subempleo presente en las mujeres que laboran en el sector financiero, el subempleo se define como una ocupación del mercado laboral en el cual un grupo de trabajadores presenta inconformidad respecto a determinadas normas. La definición de la Organización Internacional del Trabajo (OIT) incluye las personas en subempleo visible; es decir, aquellas personas que desarrollan una actividad, asalariados o independientes, pero que tienen horarios de trabajo insuficiente y que buscan y están disponibles para un segundo empleo.

El Departamento Nacional de Estadísticas (DANE) define el subempleo en dos clasificaciones: el subempleo por insuficiencia de horas, y subempleo por condiciones de empleo inadecuado. El subempleo por insuficiencia de horas son los ocupados que desean trabajar más horas pero tienen una jornada inferior a 48 horas semanales, y las personas en condiciones de empleo inadecuado son aquellas que desean cambiar de empleo ya sea por mejorar sus competencias o sus ingresos.

El comportamiento de la tasa de subempleo en el sector financiero según la tabla 8 disminuyó del 3,03% para el año 2012 al 2,27% en el 2014, donde se observa que son los hombres los que presentan mayores niveles de subempleo en comparación con las mujeres a lo largo de los siete

años de estudio, esta tasa de subempleo es bastante pequeña en comparación a la tasa del mercado laboral nacional que oscila entre 28 y 30 puntos porcentuales (DANE, 2014).

Con respecto al subempleo por insuficiencia de horas, tanto hombres como mujeres que trabajan habitualmente a tiempo parcial en el sector financiero, tienen disposición y desean trabajar horas adicionales; pero estas características son más notorias en los hombres ya que poseen tasas de hasta 9,59% para el año 2012, en comparación a las mujeres que para este mismo año es una tasa de 6,97%.

De este mismo modo aquellas personas que laboran en el sector financiero y que desean o buscan cambiar su empleo actual para poder utilizar mejor sus competencias profesionales y mejorar sus ingresos limitados, son aquellos que presentan las tasas de subempleo más altas de inconformidad, donde la tasa por competencia mantiene un promedio de 14 puntos porcentuales tanto para hombres como para mujeres en la mayoría de años, al contrario del subempleo por ingresos que refleja una tendencia creciente para ambos sexos de hasta un máximo de 21 puntos porcentuales.

Según la teoría del capital humano, el hecho de que los hombres sean quienes en todas las categorías de subempleo presentan mayores tasas puede deberse a las condiciones de la oferta de trabajo en el sector financiero debido a que esta tiene en cuenta aspectos como la experiencia y el compromiso con el trabajo, características de los individuos que hacen parte de la población económicamente activa. Esta situación también se presenta con la teoría de la discriminación estadística ya que se podría suponer que el sector financiero predice la productividad individual de la mujer y realiza una elección de empleabilidad basada en estereotipos entre grupos y no personales.

Además como se puede ver en la tabla la proporción de los hombres subempleados ha disminuido en los dos últimos años de estudio, pese a que el diferencial de la tasa de las mujeres es menor, esta presenta un incremento con el pasar de los años. Este comportamiento puede corresponder según Uribe y otros (2008) a las expectativas de los agentes que hacen posible que mujeres laborando en el sector financiero muy jóvenes o muy mayores de edad generen un aumento el subempleo en el sector financiero.

Finalmente la teoría de movilidad ocupacional (Tumin & Feldman, 1997) soportaría el comportamiento general del subempleo en el sector financiero a las habilidades que adquieren los

trabajadores, ya que tanto hombres como mujeres pueden realizar actividades temporales que no tengan en cuenta su nivel de educación, pero que les proporciona ciertas habilidades que les permite desempeñarse en un empleo de mejor posición.

Tabla 9. Tasas de subempleo para hombres y mujeres que laboran en el sector financiero.

Años	Tasa de subempleo en el sector financiero		Tasa de subempleo por insuficiencia de horas		Tasa de subempleo por competencias		Tasa de subempleo por ingresos	
	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres
2008	2.27	1.84	7.4	6.91	14.12	12.4	18.46	16.35
2009	2.47	2.01	7.6	6.67	13.6	12.81	17.63	15.9
2010	2.98	1.84	9.12	7.26	14.45	14.74	18.73	18.3
2011	3.01	2.28	9.05	7.04	20.65	13.29	21.27	16.86
2012	3.03	1.71	9.59	6.95	14.02	14.1	20.09	18.24
2013	2.76	2.67	9.09	8.69	15.22	13.96	20.35	17.69
2014	2.72	2.11	7.84	6.99	14.24	14.02	18.87	18.04

Fuente: elaboración propia a partir de los microdatos de la MESEP y la Gran Encuesta Integrada de Hogares.

Conclusiones

Los resultados de este trabajo apuntan a que cada año de experiencia adicional tanto para hombres como para mujeres incrementa la probabilidad de trabajar en el sector financiero hasta los cinco años, a partir de los seis años de experiencia laboral este impacto tiende a ser negativo, lo que sugiere que la mayor parte de personas que ingresan al sector financiero lo hacen en temprana edad y permanecen allí por algunos años para luego moverse a otros sectores de la economía. Adicionalmente, los hallazgos indican que los ingresos laborales de las personas que trabajan en el sector financiero y tienen entre uno y cinco años de experiencia laboral experimentan una trayectoria de ascenso el cual desacelera lentamente a lo largo de la vida laboral. Dicha probabilidad de participación se ve afectada si la mujer es jefe de hogar y posee niños menores de un año de edad o tiene dependientes a su cargo ya que disminuye considerablemente la posibilidad de participar en el sector financiero, los hombres en cambio, no se ven afectados por dichas características. En cuanto a los resultados de las ciudades se expresa que el *dominio* de una persona no es un determinante significativo en la probabilidad de inclusión laboral en el sector financiero para un hombre o una mujer, sin embargo es la ciudad de Bogotá la que indica mayor probabilidad de participación laboral y su vez reporta mayores ingresos para ambos géneros.

El ejercicio de descomposición de los diferenciales de ingresos por género indica que el índice de segregación ocupacional para este trabajo no juega un papel determinante para dicho efecto; si bien los resultados del índice no evidencian altos niveles de segregación, existe mayor uniformidad en la distribución laboral en las distintas ramas de actividad de nuestro mercado de trabajo que entre las diferentes categorías ocupacionales que lo conforman, categorías como trabajador sin remuneración y empleado del gobierno en el sector financiero presentan más personal masculino, diferente a la categoría obrero o empleado de empresa particular en el sector financiero, donde las mujeres presentan mayores tasas de participación. Con las ecuaciones de ingresos se pudo estimar que características como el nivel educativo y el estado conyugal aumentan los ingresos percibidos por las mujeres, contrario al caso de los hombres quienes se ven afectados por las anteriores características ya que sus retornos disminuyen, así mismo el hecho de que un hombre sea jefe de hogar favorece sus ingresos, al igual que si vive en ciudades como Bogotá, Bucaramanga, Cali, Medellín y Pereira. De este modo las diferencias salariales laborales por género reportados en esta investigación deben su origen a los efectos de discriminación sobre características observables y no sobre el índice de segregación.

La brecha salarial para el sector financiero se ha mantenido en niveles entre el 5% y el 8% para los siete años de estudio. Las mujeres en Colombia tienen menores ingresos que los hombres, aunque la mujer reporte niveles de escolaridad más altos para todos los sectores de la economía, al mismo tiempo las diferencias salariales no son mayores gracias a que la mujer cuenta con un mayor número de años de escolaridad promedio lo que contribuye a que por este factor las diferencias salariales no sean aún mayores de lo observado. Las brechas salariales por género en el mercado laboral de Colombia se originan en un tratamiento discriminatorio de características observables asociadas a la productividad, conocidas como el coeficiente de discriminación pura.

En lo que se refiere al subempleo en el sector financiero se pudo determinar que son los hombres quienes presentan mayores niveles de inconformismo con respecto al tiempo parcial que laboran, a sus ingresos y a su deseo de mejorar sus competencias, sin embargo, las diferencias entre tasas de hombres y mujeres no son altas y por lo tanto el efecto de subempleo sigue latente tanto en el sector financiero como en el resto de sectores en la economía.

Finalmente, con respecto a los afirmado en la hipótesis del presente trabajo se puede asegurar que la situación laboral de la mujer a lo largo de los últimos siete años sí ha presentado mejoras en

aspectos de participación laboral no solo en el sector financiero, si no a su vez en todos los sectores de la economía; las personas que están más dispuestos en hacer parte del mercado de trabajo son aquellas que presentan mayor motivación, habilidad y otras características no observables que se pueden asociar a la productividad, no obstante, las brechas salariales se evidencian para cada uno de los años. En el sector financiero la brecha no ha tenido un comportamiento constante, aunque se considera bajo en comparación a las diferencias salariales observadas en el resto de sectores con valores entre 36% y 43%. Las capacidades de la mujer se han subvalorado por sus posibles obligaciones domésticas, si una mujer tiene infantes, dependientes a su cargo, y/o es jefe de hogar, su probabilidad de laborar disminuye contrario a la probabilidad de participación laboral para los hombres; aun cuando sus stocks en educación son más altos. En cuanto a la segregación ocupacional dentro de las instituciones que pertenecen al sector financiero y en el resto de sectores en la economía los resultados son favorables por parte del ID, empero un trabajador sigue subsistiendo en un contexto donde la segregación laboral por género y el subempleo continúan siendo rasgos evidentes en el mercado de trabajo.

Recomendaciones

A futuros estudiantes que tengan interés en el proyecto se les recomienda hacer una actualización de datos para el año 2015, dado que ya está disponible en las bases de datos del Departamento Administrativo Nacional de Estadística, y por este medio determinar los cambios en la inclusión laboral y brechas salariales en el sector financiero.

Así mismo se recomienda el uso de un modelo Logit multinomial que permite identificar determinantes de la distribución de empleos masculinos para luego contribuir a partir de los mismos una distribución de empleos femeninos.

Bibliografía

Abadia Alvarado, L. K. (2005). *Discriminación salarial por sexo en Colombia:un análisis desde la discriminación .*

Amarante, V., & Espino, A. (Septiembre de 2004). *ccee.edu.* Recuperado el 04 de 2015, de http://www.ccee.edu.uy/ensenian/catgenyeco/Materiales/2011-08-10%20M3%20-%20AmaranteyEspino(2002)LaSegregacionOcupacionalDeGenero.pdf

Anker, R. (1998). *Gender and Jobs.Sex Segregation of Occupations in the World.* Ginebra: International labour office.

Anker, R., & Hein, C. (1986). Sex inequalities in third world employment:statistical evidence. London.

Asobancaria. (2013). *Asobancaria*. Recuperado el 05 de 2015, de http://www.asobancaria.com/portal/page/portal/Asobancaria/publicaciones/juridico_legal/marco_juridico_del_sector_financiero_colombiano/estructura_del_sector_financiero/

Atehortúa Cruz, A. L., & Rojas Rivera, D. M. (2005). Mujer e historia. *Centro de investigación y desarrollo científico*, 268. Obtenido de http://cidc.udistrital.edu.co/investigaciones/documentos/revistacientifica/rev7/Unidad%2013R%20pags%20269-293.pdf

Becker, G. (1962). *Investment in Human Capital: A Theoretical Analysis.* (The Journal of Political Economy, Ed.) Recuperado el 04 de 2015

Becker, G. (1993). *Human Capital: a theorical and empirical analysis, with special reference to education.* NBER.

Becker, Gary S. (1957). *The Economics of Discrimination.* Chicago: University of Chicago Press. .

Bergmann, B. R. (1973). *The 1973 Report of President's Council of Economic Adverser. The Economic Role of Women*. Recuperado el 04 de 2015, de The American Economic Review

Bernat Diaz, L. F. (2005). *Análisis de género de las diferencias salariales en las siete principales áreas metropolitanas colombianas: ¿evidencia de discriminación?*

Braverman, H. (1974). Obtenido de http://burawoy.berkeley.edu/Books/Politics/Labor%20Process.pdf

Corte Constitucional de la República de Colombia. (2000). *corte constitucional*. Obtenido de http://www.corteconstitucional.gov.co/relatoria/2014/t-878-14.htm

DANE. (s.f.). Obtenido de Departamento Administrativo Nacional de Estadística: http://www.dane.gov.co/files/faqs/faq_ech.pdf

DANE. (2009). Obtenido de https://www.dane.gov.co/files/investigaciones/fichas/Gran_encuesta_integrada_hogares.pdf

DANE. (03 de 2014). Obtenido de http://www.dane.gov.co/files/investigaciones/boletines/ech/ech/bol_ech_ene_14.pdf

DANE. (2015). Obtenido de http://formularios.dane.gov.co/Anda_4_1/index.php/catalog/356/export

Duncan, O., & Duncan, B. (1955). Methodological Analysis of Segregation Indexes. *American Sociological Review*, 210-217.

Fernández, M. (2006). Determinantes del diferencial salarial por género en Colombia, 1997-2003. *Desarrollo y sociedad*.

García, A. (1978). una revisión de la literatura sobre discriminación ocupacional y salarial por género. *Desarrollo Económico, Vol 29, Nº. 114*, 252. Recuperado el 05 de 2015

García, A. (1989). una revisión de la literatura sobre discriminación ocupacional y salarial por género. En *Patrones de desigualdad social en la sociedad moderna* (pág. 252). Recuperado el 05 de 2015

Grinnell. (1997). *Quality investigation, designs, evaluation of the methodological strictness and challenges.*

Guataquí, J. B. (2000). *Un marco analítico de la discriminación laboral.* Universidad del Rosario.

Heckman, J. (1979). Sample selection bias as especification error. *Ecoometrica Journal of the Econometric Society*, 153-161.

Henderson, James D. (2001). *Modernization in Colombia. The Laureano Gomez years, 1889-1965.* Florida: University Press of Florida.

Hoyos, A., Ñopo, H., & Peña, X. (2010). *The Persistent Gender Earnings Gap in Colombia, 1994-2006.*

Isaza Castro, J. G. (2012). *Mintrabajo.* Obtenido de Segregación Ocupacional y Diferencias Salariales por Género en Trece Ciudades de Colombia:2002-2012: http://filco.mintrabajo.gov.co/recursos;jsessionid=099D87101DE6816312E85E45AC04CF73?id=19&recurso=documento.

Koenker, R., & Basset, G. (1978). Regression quan-tiles. *Econometrica*, 33-50.

Mercedes, L. S. (2009). *Análisis teóricos de desigualdad.*

Ministerio de Trabajo. (2012). *Plan Local de empleo y politicas colombianas*. Recuperado el Abril de 2015, de Ministerio de trabajo: http://www.mintrabajo.gov.co/empleo/planes-locales-de-empleo.html

Ministerio de trabajo. (15 de Abril de 2013). *Mintrabajo.* Recuperado el 05 de 2015, de http://www.mintrabajo.gov.co/medios-abril-2013/1740-la-penosa-brecha-laboral-entre-hombres-y-mujeres.html

Modigliani, F. (1992). Life-cycle hipothesis. *The new Palgrave dictionary of money and finance*, 580-587.

Montero González, B., Hernández Peinado, M., & Camacho Ballesta, J. A. (1985). *Mercado de trabajo y juventud: Análisis de la segregación laboral.* Recuperado el 05 de 2015, de https://www.uam.es/otros/jaeet13/comunicaciones/11_Segregacion_laboral/Montero_Hernandez_Camacho.pdf

Oaxaca, R. (1973). Male-female wage differentials in urban labor markets. *International economics review*, 63-709.

OIT. (1999). *ilo.org.* Obtenido de http://www.ilo.org/wcmsp5/groups/public/---dgreports/---stat/documents/publication/wcms_091441.pdf

Peña, X., Cárdenas, J. C., Ñopo, H., Castañeda, J. L., Uribe, C., & Muñoz, J. S. (2013). *Mujer y Movilidad social.* Recuperado el 05 de 2015, de https://economia.uniandes.edu.co/assets/archivos/Documentos_CEDE/dcede2013-05.pdf

Piñeros, L. A. (2009). *Las uniones maritales, las diferencias salariales y la brecha educativa.* Desarrollo y sociedad.

PNUD. (2014). *Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo*. Obtenido de http://www.undp.org/es/

Presidencia de la República de Colombia. (2012). *Plan Nacional de Desarrollo.* Recuperado el 2015, de http://www.pnud.org.co/img_upload/196a010e5069f0db02ea92181c5b8aec/La%20equidad%20de%20genero%20en%20Colombia%202007.pdf

Ribero, R., & Meza, C. (1997). *Determinantes de la participación laboral de hombres y mujeres en Colombia 1976-1995.*

Salardi, P. (2012). *An Analysis of Pay and Occupational Differences by Gender and Race in Brazil - 1987 to 2006.* Brighton.

Sanchez Moreno, M. (1993). *dialnet.unirioja.es.* Obtenido de https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=38468

Tenjo Galarza, J. (2000). Evolución del empleo y los salarios de hombres y mujeres en el sector financiero. *Estudios sobre economía y género*, 16.

Tenjo, J. Ribero, R. y Bernat, L. (2005). Evolución de las diferencias salariales por sexo en seis países de América Latina. *Centro de Estudios sobre Desarrollo Económico*, 18. Obtenido de Evolución de las diferencias salariales por sexo en seis países de América Latina.

Tenjo, J., & Ribero, R. (1998). *Participación, desempleo y mercados.*

Tumin, M., & Feldman, A. (junio de 1997). *rcsdigital*. Obtenido de http://rcsdigital.homestead.com/files/Vol_I_Nm_2_1957/Tumin___Feldman.pdf

UNAL. (s.f.). Obtenido de http://www.virtual.unal.edu.co/cursos/ciencias/2007315/html/un7/cont_01_80.html

Uribe Garcia, J. I., Ortiz Quevedo, C. H., & Garcia Cruz, G. A. (2008). Informalidad y subempleo en Colombia: dos caras de la misma moneda. *Universidad del Valle*, 32.

Velez, E., & Winter, C. (1992). Women's Labor Force Participation and Earnings in Colombia. En *Women Employment and Pay in Latin America.*

Anexos

Anexo 1. Resultados estadísticos de los años de escolaridad y educación superior de hombres y mujeres que laboran en el sector financiero y en otros sectores de la economía para los años 2008 al 2014

Años	ESCOLARIDAD (AÑOS)					
	HOMBRES			MUJERES		
	Sect financiero	Otros sectores	t	Sect financiero	Otros sectores	t
2008	12.97	8.69	-40.4	13.74	9.73	-40.9
2009	13.45	8.51	-43.3	13.96	9.56	-43.8
2010	13.43	8.64	-43.6	13.83	9.62	-42.8
2011	13.37	8.75	-42.7	14.12	9.74	-46.3
2012	13.4	8.86	-43.6	14.15	9.81	-46.5
2013	13.31	9.01	-42.1	14.21	10.01	-47.3
2014	13.42	9.16	-42.1	14.21	10.15	-45.7

Años	EDUCACIÓN SUPERIOR (%)					
	HOMBRES			MUJERES		
	Sect financiero	Otros sectores	t	Sect financiero	Otros sectores	t
2008	59.70%	21.34%	-41.79	74.49%	30.51%	-45.75
2009	67.31%	20.36%	-48.25	78.49%	29.41%	-50.57
2010	66.34%	21.48%	-46.98	78.12%	30.38%	-49.76
2011	65.97%	22.16%	-45.95	80.17%	31.42%	-52.17
2012	65.54%	23.23%	-45.32	81.60%	32.77%	-52.34
2013	64.51%	24.86%	-42.41	82.82%	35.09%	-53.0
2014	66.19%	26.13%	-42.52	82.17%	36.71%	-49.52

Fuente: Elaboración propia a partir de frecuencias expandidas de la GEIH y MESEP.

Anexo 2. Resultados estadísticos de hombres y mujeres que presentan un compromiso y laboran en el sector financiero y en otros sectores de la economía para los años 2008 al 2014

ESTADO CIVIL (comprometidos)						
Años	HOMBRES CASADOS			MUJERES CASADAS		
	Sect financiero	Otros sectores	t	Sect financiero	Otros sectores	t
2008	60.79%	64.31%	3.2	43.92%	47.04%	2.99
2009	60.80%	64.45%	3.15	45.78%	49.03%	3.04
2010	60.74%	63.61%	2.56	46.79%	49.11%	2.21
2011	59.20%	62.78%	3.22	46.05%	49.12%	3.04
2012	59.32%	62.31%	2.79	46.28%	49.48%	3.2
2013	58%	62.51%	4.3	45.60%	49.35%	3.96
2014	59.02%	62.04%	2.9	46.01%	49.29%	3.43

Fuente: Elaboración propia a partir de frecuencias expandidas de la GEIH y MESEP.

Anexo 3. Resultados estadísticos de hombres y mujeres que son jefes de hogar y laboran en el sector financiero y en otros sectores de la economía para los años 2008 al 2014

JEFE DE HOGAR						
Años	HOMBRES			MUJERES		
	Sect financiero	Otros sectores	t	Sect financiero	Otros sectores	t
2008	59.20%	62.06%	2.6	23.44%	30.24%	7.09
2009	60.97%	61.98%	0.85	24.23%	31.13%	6.99
2010	59.62%	61.44%	1.61	24.45%	31.52%	7.29
2011	57.38%	60.35%	2.64	26.39%	31.52%	5.47
2012	55.85%	58.81%	2.72	24.68%	32.22%	8.09
2013	55.14%	58.61%	3.25	24.91%	33.34%	9.46
2014	56.17%	57.74%	1.48	26.82%	33.84%	7.76

Fuente: Elaboración propia a partir de frecuencias expandidas de la GEIH y MESEP.

Anexo 4. Resultados estadísticos de hombres y mujeres que tienen infantes menores de 1 año de edad y laboran en el sector financiero y en otros sectores de la economía para los años 2008 al 2014

INFANTES MENORES DE 1 AÑO DE EDAD						
Años	HOMBRES			MUJERES		
	Otros sectores	Sect financiero	t	Otros sectores	Sect financiero	t
2008	15,47%	14,12%	1,5	13,39%	10,34%	3,99
2009	15,59%	13,71%	1,98	13,45%	11,02%	3,09
2010	14,58%	12,26%	2,64	12,92%	12,50%	0,55
2011	13,93%	10,61%	3,91	12,56%	11,45%	1,55
2012	13,38%	12,38%	1,24	12,17%	10,11%	2,96
2013	13,09%	12,64%	0,58	12,05%	9,18%	4,36
2014	12,55%	11,66%	1,18	11,60%	9,97%	2,51

Fuente: Elaboración propia a partir de frecuencias expandidas de la GEIH y MESEP.

Anexo 5. Resultados estadísticos de hombres y mujeres que tienen niños entre 1 y 6 años de edad y laboran en el sector financiero y en otros sectores de la economía para los años 2008 al 2014

NIÑOS ENTRE 1 Y 6 AÑOS DE EDAD						
Años	HOMBRES			MUJERES		
	Sect financiero	Otros sectores	t	Sect financiero	Otros sectores	t
2008	4.43	4	7.44	4.32	3.98	7.9
2009	4.4	3.94	8.93	4.3	3.89	9.35
2010	4.34	3.91	8.71	4.25	3.89	8.32
2011	4.3	3.98	6.57	4.22	3.83	9.5
2012	4.26	3.97	6.22	4.18	3.87	7.81
2013	4.18	3.9	6.34	4.12	3.83	7.71
2014	4.12	3.75	8.53	4.07	3.7	10.06

Fuente: Elaboración propia a partir de frecuencias expandidas de la GEIH y MESEP.

Anexo 6. Resultados estadísticos de hombres y mujeres que tienen personas dependientes a su cargo es decir entre 18 y 64 años de edad y laboran en el sector financiero y en otros sectores de la economía para los años 2008 al 2014

Razon de dependencia de la población total							
Años	Población dependiente	participación	Población productiva	participación	Total	Razon de dependencia	%
2008	336,334	0,06895	487480	99,9311	487816,334	0,000690	0,06899%
2009	334,586	0,06942	481656	99,9306	481990,586	0,000695	0,06947%
2010	332,719	0,06794	489368	99,9321	489700,719	0,000680	0,06799%
2011	329,803	0,06622	497723	99,9338	498052,803	0,000663	0,06626%
2012	320,805	0,06517	491906	99,9348	492226,805	0,000652	0,06522%
2013	311,335	0,06395	486542	99,9361	486853,335	0,000640	0,06399%
2014	303,289	0,06252	484812	99,9375	485115,289	0,000626	0,0626%

Razon de dependencia del resto de los sectores							
Años	Población dependiente	participación	Población productiva	participación	Total	Razon de dependencia	%
2008	19658	6,08014	303657	93,9199	323315	0,064738	6,474%
2009	21175	6,44351	307450	93,5565	328625	0,068873	6,887%
2010	22362	6,56694	318162	93,4331	340524	0,070285	7,028%
2011	24455	6,91832	329027	93,0817	353482	0,074325	7,433%
2012	25251	7,10175	330309	92,8982	355560	0,076447	7,645%
2013	23843	6,82727	325389	93,1727	349232	0,073275	7,328%
2014	23619	6,71515	328108	93,2848	351727	0,071985	7,199%

Razón de dependencia de la población que labora en el sector financiero							
Años	Población dependiente	participación	Población productiva	participación	Total	Razon de dependencia	%
2008	75	1,72255	4279	98,27745	4354	0,01753	1,753%
2009	47	1,18477	3920	98,81523	3967	0,01199	1,199%
2010	63	1,49929	4139	98,50071	4202	0,01522	1,522%
2011	67	1,51618	4352	98,48382	4419	0,01540	1,540%
2012	70	1,51025	4565	98,48975	4635	0,01533	1,533%
2013	74	1,47734	4935	98,52266	5009	0,01499	1,499%
2014	67	1,34215	4925	98,65785	4992	0,01360	1,360%

Razon de dependencia del resto de los sectores por sexo (parte1)								
Años	Otros sectores		Participación		Otros sectores		Participación	
	Población dependiente				Población productiva			
	Hombre	Mujer	Hombre	Mujer	Hombre	Mujer	Hombre	Mujer
2008	13292	6366	7,278	4,525	169349	134308	92,722	95,475
2009	14153	7022	7,650	4,889	170858	136592	92,350	95,111
2010	14723	7639	7,763	5,064	174942	143220	92,237	94,936
2011	16079	8376	8,188	5,332	180305	148722	91,812	94,668
2012	16294	8957	8,316	5,611	179647	150662	91,684	94,389
2013	15263	8580	7,967	5,442	176313	149076	92,033	94,558
2014	15126	8493	7,855	5,338	177444	150604	92,145	94,662

Razon de dependencia del resto de los sectores por sexo (parte 2)					
Total		Razon de dependencia		%	
Hombre	Mujer	Hombre	Mujer	Hombre	Mujer
182641	140674	0,078488801	0,047398517	7,85%	4,74%
185011	143614	0,082834869	0,051408574	8,28%	5,14%
189665	150859	0,084159321	0,053337523	8,42%	5,33%
196384	157098	0,089176673	0,056319845	8,92%	5,63%
195941	159619	0,090700095	0,059450956	9,07%	5,95%
191576	157656	0,086567638	0,057554536	8,66%	5,76%
192570	159097	0,085243795	0,056392924	8,52%	5,64%

Razon de dependencia de la población que labora en el sector financiero por sexo (parte 1)								
Años	Sector financiero Población dependiente		Participación		Sector financiero Población productiva		Participación	
	Hombre	Mujer	Hombre	Mujer	Hombre	Mujer	Hombre	Mujer
2008	56	19	2,7654321	0,8158008	1969	2310	97,2345679	99,184199
2009	30	17	1,7291066	0,7616487	1705	2215	98,2708934	99,238351
2010	48	15	2,56	0,6446068	1827	2312	97,44	99,355393
2011	46	21	2,3933403	0,8410092	1876	2476	97,6066597	99,158991
2012	46	24	2,2168675	0,9375	2029	2536	97,7831325	99,0625
2013	51	23	2,3534841	0,8092892	2116	2819	97,6465159	99,190711
2014	43	24	1,9509982	0,8608321	2161	2764	98,0490018	99,139168

Razon de dependencia de la población que labora en el sector financiero por sexo (parte 2)					
Total		Razon de dependencia		%	
Hombre	Mujer	Hombre	Mujer	Hombre	Mujer
2025	2329	0,027654321	0,008158008	2,77%	0,82%
1735	2232	0,017291066	0,007616487	1,73%	0,76%
1875	2327	0,0256	0,006446068	2,56%	0,64%
1922	2497	0,023933403	0,008410092	2,39%	0,84%
2075	2560	0,022168675	0,009375	2,22%	0,94%
2167	2842	0,023534841	0,008092892	2,35%	0,81%
2204	2788	0,019509982	0,008608321	1,95%	0,86%

Fuente: Elaboración propia a partir de frecuencias expandidas de la GEIH y MESEP.

Anexo 7. Resultados estadísticos de los ingresos laborales de los hombres y mujeres que laboran en el sector financiero y en otros sectores de la economía para los años 2008 al 2014

Años	INGRESOS LABORALES VALOR REAL					
	HOMBRES			MUJERES		
	Sect financiero	Otros sectores	t	Sect financiero	Otros sectores	t
2008	$ 16706.	$ 8373.	-12.55	$ 15944.	$ 7929.	-8.74
2009	$ 65541.	$ 32311.	-11.38	$ 55824.	$ 30635.	-8.53
2010	$ 41928.	$ 21467.	-19.37	$ 36216.	$ 20027.	-11.25
2011	$ 39096.	$ 19126.	-22.96	$ 32985.	$ 17818.	-23.4
2012	$ 58746.	$ 30658.	-21.98	$ 51107.	$ 28472.	-23.94
2013	$ 71628.	$ 39837.	-18.83	$ 66301.	$ 37589.	-22.77
2014	$ 40258.	$ 22250.	-16.42	$ 35504.	$ 20617.	-19.18

Fuente: Elaboración propia a partir de frecuencias expandidas de la GEIH y MESEP.

Anexo 8. Resultados estadísticos de la experiencia laboral de los hombres y mujeres que laboran en el sector financiero y en otros sectores de la economía para los años 2008 al 2014

Años	EXPERIENCIA LABORAL					
	HOMBRES			MUJERES		
	Sect financiero	Otros sectores	t	Sect financiero	Otros sectores	t
2008	16.05	21.59	17.01	14.43	21.02	22.73
2009	16.16	21.45	15	13.89	21.07	24.12
2010	16.02	21.45	15.89	14.41	21.16	22.84
2011	15.65	21.25	16.39	14.01	21.12	24.62
2012	15.38	21.18	17.51	13.54	21.12	26.25
2013	15.71	21.32	17.24	13.83	21.11	26.47
2014	15.49	21.32	18.03	13.84	21.09	26.05

Fuente: Elaboración propia a partir de frecuencias expandidas de la GEIH y MESEP.

Anexo 9. Resultados estadísticos de la participación hombres y mujeres de ciudades que laboran en el sector financiero y en otros sectores de la economía para los años 2008 al 2014

CIUDADES	*2008*			*2009*			*2010*		
	Mujer	*Hombre*	*t*	*Mujer*	*Hombre*	*t*	*Mujer*	*Hombre*	*t*
Barranquilla	0,0532	0,0804	3,61	0,0461	0,0685	3,05	0,0464	0,0608	2,07
Bogota	0,0966	0,0977	0,13	0,1146	0,1123	(0,22)	0,1155	0,1194	0,38
Bucaramanga	0,0523	0,0355	(2,68)	0,0604	0,0455	(2,06)	0,0438	0,0378	(0,96)
Cali	0,0558	0,0656	1,36	0,0479	0,0582	1,44	0,0429	0,0629	2,90
Cartagena	0,0343	0,0355	0,21	0,0286	0,0270	(0,30)	0,0296	0,0309	0,24
Ibague	0,0403	0,0419	0,26	0,0380	0,0340	(0,68)	0,0386	0,0346	(0,68)
Manizales	0,0489	0,0345	(2,35)	0,0506	0,0403	(1,53)	0,0451	0,0368	(1,34)
Medellin	0,1009	0,0785	(4,69)	0,0784	0,0766	(0,20)	0,0868	0,0661	(2,49)
Neiva	0,0510	0,0276	(3,93)	0,0519	0,0414	(1,54)	0,0468	0,0341	(2,06)
Pereira	0,0468	0,0350	(1,94)	0,0398	0,0368	(0,48)	0,0339	0,0394	0,94

CIUDADES	2011			2012			2013			2014		
	Mujer	*Hombre*	*t*	*Mujer*	*Hombre*	*t*	*Mujer*	*Hombre*	*t*	*Mujer*	*Hombre*	*t*
Barranquilla	0,0464	0,0775	4,3	0,0578	0,0703	1,74	0,0489	0,0687	2,99	0,0480	0,0707	3,41
Bogota	0,1009	0,1040	0,34	0,1066	0,1132	0,71	0,1111	0,9875	(1,41)	0,0993	0,0984	(0,10)
Bucaramanga	0,0440	0,0385	(0,91)	0,0527	0,0366	(2,61)	0,0513	0,0355	(2,69)	0,0502	0,0385	(1,97)
Cali	0,0536	0,0567	0,44	0,0492	0,0573	1,23	0,0534	0,0553	0,29	0,0430	0,0589	2,56
Cartagena	0,0280	0,0312	0,62	0,0273	0,0293	0,41	0,0253	0,0281	0,61	0,0297	0,0308	0,22
Ibague	0,0396	0,0332	(1,11)	0,0375	0,0390	0,27	0,0355	0,0309	(0,89)	0,0344	0,0458	2,05
Manizales	0,0532	0,0353	(2,83)	0,0468	0,0303	(2,87)	0,0545	0,0327	(3,68)	0,0498	0,0372	(2,15)
Medellin	0,0969	0,0785	(2,12)	0,0886	0,0602	(3,63)	0,0816	0,0655	(2,14)	0,0796	0,0689	(1,42)
Neiva	0,0408	0,0416	0,12	0,0445	0,0496	0,81	0,0489	0,0373	(1,97)	0,0530	0,0322	(3,57)
Pereira	0,0352	0,0364	0,20	0,0312	0,0327	0,29	0,0295	0,0359	1,27	0,0337	0,0272	(1,31)

Fuente: Elaboración propia a partir de frecuencias expandidas de la GEIH y MESEP.

Anexo 10. Variables dummies de ciudades/dominio de los efectos marginales o de impacto de modelo probit sobre la probabilidad de que una mujer pertenezca a la fuerza laboral del sector financiero colombiano 2008-2014.

VARIABLES	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
	(1) sec_fin mfx dydx	(2) sec_fin mfx dydx	(3) sec_fin mfx dydx	(4) sec_fin mfx dydx	(5) sec_fin mfx dydx	(6) sec_fin mfx dydx	(7) sec_fin mfx dydx
barranquilla	0.0042**	0.0030*	0.0022	0.0024*	0.0050**	0.0031*	0.0018
	(0.0014)	(0.0012)	(0.0012)	(0.0011)	(0.0012)	(0.0012)	(0.0011)
bogota	0.0102**	0.0115**	0.0099**	0.0072**	0.0098**	0.0105**	0.0087**
	(0.0015)	(0.0015)	(0.0013)	(0.0012)	(0.0013)	(0.0014)	(0.0013)
bucaramanga	0.0050**	0.0067**	0.0022	0.0022	0.0052**	0.0061**	0.0047**
	(0.0015)	(0.0014)	(0.0012)	(0.0011)	(0.0013)	(0.0015)	(0.0014)
cali	0.0050**	0.0039**	0.0022	0.0067**	0.0051**	0.0066**	0.0030*
	(0.0014)	(0.0013)	(0.0012)	(0.0015)	(0.0014)	(0.0015)	(0.0013)
cartagena	0.0012	0.0003	0.0001	-0.0004	-0.0004	-0.0015	-0.0008
	(0.0013)	(0.0012)	(0.0012)	(0.0011)	(0.0011)	(0.0011)	(0.0011)
ibague	0.0030*	0.0028*	0.0020	0.0031*	0.0030*	0.0022	0.0013
	(0.0014)	(0.0013)	(0.0013)	(0.0013)	(0.0013)	(0.0013)	(0.0013)
manizales	0.0071**	0.0050**	0.0034*	0.0057**	0.0044**	0.0066**	0.0056**
	(0.0018)	(0.0014)	(0.0014)	(0.0014)	(0.0013)	(0.0015)	(0.0015)
medellin	0.0093**	0.0048**	0.0065**	0.0078**	0.0060**	0.0056**	0.0046**
	(0.0014)	(0.0011)	(0.0012)	(0.0012)	(0.0011)	(0.0012)	(0.0011)
neiva	0.0063**	0.0046**	0.0027*	0.0014	0.0025*	0.0057**	0.0064**
	(0.0016)	(0.0013)	(0.0012)	(0.0011)	(0.0012)	(0.0015)	(0.0015)
pereira	0.0073**	0.0060**	0.0027	0.0029*	0.0021	0.0019	0.0024
	(0.0018)	(0.0016)	(0.0014)	(0.0013)	(0.0013)	(0.0014)	(0.0014)
Observations	141,518	144,307	151,421	157,749	160,073	158,293	159,719

Errores estándar entre paréntesis. **p<0,01, *p<0,05.
Fuente: elaboración propia a partir de los microdatos de la MESEP y la Gran Encuesta Integrada de Hogares.

Anexo 11. Variables dummies de ciudades/dominio de los efectos marginales o de impacto de modelo probit sobre la probabilidad de que un hombre pertenezca a la fuerza laboral del sector financiero colombiano 2008-2014

VARIABLES	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
	(1) sec_fin mfx dydx	(2) sec_fin mfx dydx	(3) sec_fin mfx dydx	(4) sec_fin mfx dydx	(5) sec_fin mfx dydx	(6) sec_fin mfx dydx	(7) sec_fin mfx dydx
barranquilla	0.0047**	0.0035**	0.0022**	0.0048**	0.0040**	0.0033**	0.0041**
	(0.0010)	(0.0009)	(0.0008)	(0.0009)	(0.0009)	(0.0009)	(0.0010)
bogota	0.0060**	0.0060**	0.0061**	0.0045**	0.0063**	0.0046**	0.0055**
	(0.0010)	(0.0009)	(0.0009)	(0.0008)	(0.0009)	(0.0009)	(0.0010)
bucaramanga	0.0003	0.0022*	0.0007	0.0011	0.0004	0.0002	0.0010
	(0.0009)	(0.0009)	(0.0008)	(0.0008)	(0.0008)	(0.0009)	(0.0009)
cali	0.0040**	0.0034**	0.0040**	0.0039**	0.0044**	0.0035**	0.0045**
	(0.0011)	(0.0009)	(0.0010)	(0.0010)	(0.0011)	(0.0011)	(0.0011)
cartagena	-0.0006	-0.0010	-0.0007	-0.0006	-0.0011	-0.0017*	-0.0011
	(0.0008)	(0.0006)	(0.0007)	(0.0007)	(0.0007)	(0.0007)	(0.0008)
ibague	0.0030**	0.0012	0.0009	0.0010	0.0029**	-0.0002	0.0037**
	(0.0012)	(0.0009)	(0.0009)	(0.0009)	(0.0011)	(0.0009)	(0.0012)
manizales	0.0004	0.0012	0.0005	0.0004	-0.0004	-0.0004	0.0006
	(0.0010)	(0.0008)	(0.0008)	(0.0008)	(0.0008)	(0.0009)	(0.0009)
medellin	0.0026**	0.0024**	0.0014*	0.0031**	0.0008	0.0012	0.0017*
	(0.0008)	(0.0007)	(0.0007)	(0.0008)	(0.0007)	(0.0008)	(0.0008)
neiva	-0.0013	0.0011	-0.0004	0.0015	0.0029**	0.0008	-0.0001
	(0.0008)	(0.0008)	(0.0007)	(0.0009)	(0.0010)	(0.0009)	(0.0009)
pereira	0.0007	0.0019*	0.0027*	0.0016	0.0014	0.0023*	-0.0003
	(0.0010)	(0.0009)	(0.0010)	(0.0009)	(0.0010)	(0.0011)	(0.0009)
Observations	182,118	184,194	188,728	195,168	194,821	190,414	191,319

Errores estándar entre paréntesis. **p<0,01, *p<0,05.
Fuente: elaboración propia a partir de los microdatos de la MESEP y la Gran Encuesta Integrada de Hogares.

Anexo 12. Efectos marginales o de impacto de modelo probit sobre la probabilidad de que una mujer y un hombre pertenezcan a la fuerza laboral del sector financiero colombiano 2014

```
note: rdepen omitted because of collinearity
Iteration 0:   log pseudolikelihood = -13081.275
Iteration 1:   log pseudolikelihood = -11895.333
Iteration 2:   log pseudolikelihood = -11672.519
Iteration 3:   log pseudolikelihood = -11661.463
Iteration 4:   log pseudolikelihood = -11661.301
Iteration 5:   log pseudolikelihood = -11661.301

Probit regression                               Number of obs     =    160,073
                                                Wald chi2(19)     =    2143.83
                                                Prob > chi2       =     0.0000
Log pseudolikelihood = -11661.301               Pseudo R2         =     0.1086
```

sec_fin	Coef.	Robust Std. Err.	z	P>|z|	[95% Conf.	Interval]
EXP1	.0182697	.0086998	2.10	0.036	.0012185	.0353209
EXP2	-.0244976	.0062562	-3.92	0.000	-.0367596	-.0122357
EXP3	-.0075827	.0012472	-6.08	0.000	-.0100272	-.0051382
basica	.0621395	.0133557	4.65	0.000	.0359628	.0883163
secundaria	.1918989	.0238828	8.04	0.000	.1450896	.2387082
edu_superior	.0875854	.0028179	31.08	0.000	.0820624	.0931084
comprometido	-.0161635	.0184499	-0.88	0.381	-.0523246	.0199976
jefe_hogar	-.0217581	.0211477	-1.03	0.304	-.0632069	.0196906
hhinfants	-.0583944	.026216	-2.23	0.026	-.1097769	-.0070119
rdepen	0	(omitted)				
barranquilla	.190102	.0380658	4.99	0.000	.1154943	.2647096
bogota	.3232786	.0306414	10.55	0.000	.2632225	.3833347
bucaramanga	.1989042	.0397588	5.00	0.000	.1209785	.27683
cali	.1971461	.0411394	4.79	0.000	.1165143	.2777778
cartagena	-.0176126	.050637	-0.35	0.728	-.1168593	.0816341
ibague	.1212646	.0449152	2.70	0.007	.0332324	.2092969
manizales	.1756482	.0420703	4.18	0.000	.093192	.2581044
medellin	.2271657	.0322859	7.04	0.000	.1638865	.290445
neiva	.1055716	.0426589	2.47	0.013	.0219616	.1891816
pereira	.0955365	.0490521	1.95	0.051	-.0006038	.1916768
_cons	-3.151064	.0975989	-32.29	0.000	-3.342354	-2.959773

Marginal effects after probit
y = Pr(sec_fin) (predict)
= .00792724

variable	dy/dx	Std. Err.	z	P>|z|	[95% C.I.]		X
EXP1	.0003973	.00019	2.09	0.036	.000025	.000769	4.63387
EXP2	-.0005327	.00014	-3.85	0.000	-.000804	-.000262	4.02146
EXP3	-.0001649	.00003	-6.25	0.000	-.000217	-.000113	13.772
basica	.0013512	.00028	4.89	0.000	.000809	.001893	7.4557
secund~a	.0041727	.00053	7.92	0.000	.00314	.005206	1.2074
edu_su~r	.0019045	.00009	21.81	0.000	.001733	.002076	1.29592
compro~o*	-.0003514	.0004	-0.88	0.382	-.001139	.000436	.496342
jefe_h~r*	-.0004686	.00045	-1.04	0.299	-.001352	.000415	.316837
hhinfa~s	-.0012697	.00057	-2.23	0.026	-.002386	-.000153	.122725
barran~a*	.0051116	.00125	4.08	0.000	.002659	.007565	.043093
bogota*	.0100227	.00131	7.64	0.000	.007452	.012593	.054738
bucara~a*	.0054132	.00133	4.06	0.000	.002801	.008025	.038464
cali*	.0053537	.00137	3.90	0.000	.002661	.008046	.038839
cartag~a*	-.0003755	.00106	-0.35	0.723	-.00245	.001699	.033141
ibague*	.0030245	.00127	2.37	0.018	.000526	.005523	.035096
maniza~s*	.004664	.00135	3.46	0.001	.00202	.007308	.033941
medellin*	.0063245	.00113	5.58	0.000	.004105	.008544	.056668
neiva*	.0025852	.00117	2.21	0.027	.000293	.004878	.037008
pereira*	.0023156	.00132	1.75	0.080	-.00028	.004911	.032229

(*) dy/dx is for discrete change of dummy variable from 0 to 1

sec_fin	Coef.	Robust Std. Err.	z	P>|z|	[95% Conf.	Interval]
EXP1	.0540557	.010952	4.94	0.000	.0325902	.0755213
EXP2	-.0228671	.0068339	-3.35	0.001	-.0362613	-.009473
EXP3	-.0047554	.0011677	-4.07	0.000	-.007044	-.0024667
basica	.0593424	.0096722	6.14	0.000	.0403852	.0782995
secundaria	.1870217	.0194921	9.59	0.000	.1488179	.2252256
edu_superior	.0713656	.0029275	24.38	0.000	.0656278	.0771035
comprometido	.0218137	.0234804	0.93	0.353	-.024207	.0678345
jefe_hogar	-.0094973	.0229651	-0.41	0.679	-.0545081	.0355135
hhinfants	-.0013824	.0254017	-0.05	0.957	-.0511688	.048404
rdepen	0	(omitted)				
barranquilla	.1969259	.037098	5.31	0.000	.1242152	.2696366
bogota	.2857299	.0310374	9.21	0.000	.2248977	.3465622
bucaramanga	.0275542	.0470796	0.59	0.558	-.0647201	.1198285
cali	.2185088	.0408012	5.36	0.000	.1385399	.2984777
cartagena	-.0748505	.050963	-1.47	0.142	-.1747361	.0250351
ibague	.1532766	.047603	3.22	0.001	.0599765	.2465767
manizales	-.0202781	.0519245	-0.39	0.696	-.1220482	.081492
medellin	.0520343	.0383213	1.36	0.175	-.0230741	.1271426
neiva	.1541776	.0432988	3.56	0.000	.0693136	.2390416
pereira	.0815812	.0502418	1.62	0.104	-.0168909	.1800533
_cons	-3.352352	.0794585	-42.19	0.000	-3.508088	-3.196617

Marginal effects after probit
y = Pr(sec_fin) (predict)
= .00564186

variable	dy/dx	Std. Err.	z	P>|z|	[95% C.I.]		X
EXP1	.0008703	.00018	4.88	0.000	.000521	.00122	4.70287
EXP2	-.0003681	.00011	-3.33	0.001	-.000585	-.000151	4.08289
EXP3	-.0000766	.00002	-4.13	0.000	-.000113	-.00004	14.6295
basica	.0009554	.00015	6.46	0.000	.000665	.001245	7.02842
secund~a	.0030109	.00032	9.43	0.000	.002385	.003637	1.02427
edu_su~r	.0011489	.00006	19.34	0.000	.001032	.001265	.942717
compro~o*	.0003488	.00037	0.94	0.350	-.000382	.00108	.625831
jefe_h~r*	-.0001532	.00037	-0.41	0.680	-.000881	.000575	.583002
hhinfa~s	-.0000223	.00041	-0.05	0.957	-.000824	.000779	.135607
barran~a*	.0039925	.00093	4.27	0.000	.002162	.005823	.045955
bogota*	.0064196	.00093	6.88	0.000	.00459	.00825	.050575
bucara~a*	.0004583	.00081	0.57	0.571	-.001126	.002042	.034873
cali*	.0045715	.00108	4.21	0.000	.002445	.006698	.035037
cartag~a*	-.0011043	.00069	-1.61	0.108	-.002452	.000243	.036074
ibague*	.00297	.0011	2.71	0.007	.000822	.005118	.028857
maniza~s*	-.0003187	.0008	-0.40	0.689	-.001879	.001242	.031044
medellin*	.0008891	.00069	1.28	0.200	-.000471	.002249	.051355
neiva*	.0029865	.001	3.00	0.003	.001036	.004937	.032681
pereira*	.0014482	.00098	1.48	0.140	-.000474	.00337	.030772

(*) dy/dx is for discrete change of dummy variable from 0 to 1

Anexo 13. Tabla para el desarrollo del Índice de Duncan. Total de personas laborando por categoría ocupacional desde el año 2008 al 2014.

en este trabajo es …. (posición ocupacional primera actividad)	**Hombre ∑ (2008 - 2014)**		**Total hombres q laboran (*h**)**	**Mujer ∑ (2008 - 2014)**		**Total mujeres q laboran *(m*)***
	Resto	Sect financiero		Resto	Sect financiero	
Obrero o empleado de empresa particular	460841	10348	471189	334399	14928	349327
obrero o empleado del gobierno	67481	555	68036	70259	569	70828
empleado doméstico	3468	0	3468	94431	0	94431
trabajador por cuenta propia	647696	2725	650421	470189	1867	472056
patrón o empleador	77147	311	77458	27486	139	27625
trabajador familiar sin remuneración	35680	35	35715	63170	56	63226
trabajador sin remuneración en empresas	3699	19	3718	5244	9	5253
jornalero o peón	36845	0	36845	2221	2	2223
otro	931	10	941	1277	5	1282

Fuente: Elaboración propia a partir de frecuencias expandidas de la GEIH y MESEP.

Anexo 14. Tabla del Índice de Duncan entre los periodos 2008-2011, y 2012-2014

2008-2012						
en este trabajo es …. (posición ocupacional primera actividad)	***(pm)* = sec financiero/ h***	***(pf)* = sec financiero/ m***	***|pf-pm|***	***(pm)* = resto/h***	***(pf)* = resto/m***	***|pf-pm|* resto**
Obrero o empleado de empresa particular	0,02158	0,04206	0,02048	0,97842325	0,95793908	0,02048417
obrero o empleado del gobierno	0,00740	0,00707	0,00033	0,99260191	0,99293404	0,00033212
empleado doméstico	0,00000	0,00000	0,00000	1	1	0
trabajador por cuenta propia	0,00380	0,00392	0,00013	0,99620401	0,99607571	0,0001283
patrón o empleador	0,00420	0,00444	0,00024	0,99579905	0,99556176	0,0002373
trabajador familiar sin remuneración	0,00102	0,00105	0,00003	0,99898021	0,99895101	2,9197E-05
trabajador sin remuneración en empresas	0,00401	0,00119	0,00282	0,99599288	0,99881235	0,00281948
jornalero o peón	0,00000	0,00000	0,00000	1	1	0
otro	0,00985	0,00353	0,00632	0,99014778	0,99647266	0,00632488
Indice de Duncan y Duncan			**0,01517772**			**0,01517772**

Fuente: Elaboración propia a partir de frecuencias expandidas de la GEIH y MESEP.

2012-2014						
en este trabajo es …. (posición ocupacional primera actividad)	***(pm)* = sec financiero/ h***	***(pf)* = sec financiero/ m***	***|pf-pm|***	***(pm)* = resto/h***	***(pf)* = resto/m***	***|pf-pm|* resto**
Obrero o empleado de empresa particular	0,04764	0,04353	0,00411	0,95235837	0,95647179	0,00411341
obrero o empleado del gobierno	0,00922	0,00946	0,00023	0,99077608	0,99054233	0,00023375
empleado doméstico	0,00000	0,00000	0,00000	1	1	0
trabajador por cuenta propia	0,00961	0,00399	0,00561	0,99039248	0,99600745	0,00561497
patrón o empleador	0,01004	0,00582	0,00422	0,989959	0,99417869	0,00421969
trabajador familiar sin remuneración	0,00223	0,00068	0,00155	0,99777354	0,99932031	0,00154678
trabajador sin remuneración en empresas	0,01051	0,00220	0,00831	0,98948533	0,99779978	0,00831445
jornalero o peón	0,00000	0,00204	0,00204	1	0,9979571	0,0020429
otro	0,02584	0,00420	0,02164	0,97416021	0,9958042	0,02164399
Indice de Duncan y Duncan			**0,02386497**			**0,02386497**

Fuente: Elaboración propia a partir de frecuencias expandidas de la GEIH y MESEP.

Anexo 15. Ecuaciones robustas de ingresos para las mujeres del sector financiero corregidas por sesgo de selección para los años 2008-2014.

VARIABLES	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	lning	lning	lning	lning	lning	lning	lning
barranquilla	0.1426*	-0.0285	0.0590	0.0950	0.0142	-0.0285	-0.0564
	(0.0640)	(0.0668)	(0.0599)	(0.0603)	(0.0575)	(0.0573)	(0.0563)
bogota	0.3253**	0.3245**	0.3493**	0.3447**	0.3674**	0.2659**	0.2703**
	(0.0530)	(0.0539)	(0.0495)	(0.0466)	(0.0521)	(0.0475)	(0.0476)
bucaramanga	0.2259**	0.1909**	0.2147**	0.2467**	0.3452**	0.1837**	0.2281**
	(0.0635)	(0.0577)	(0.0653)	(0.0622)	(0.0619)	(0.0578)	(0.0553)
cali	0.3661**	0.1871**	0.2908**	0.1532**	0.2129**	0.1441*	0.1696**
	(0.0614)	(0.0630)	(0.0646)	(0.0579)	(0.0649)	(0.0577)	(0.0606)
cartagena	0.0779	0.0497	0.1075	0.0423	0.1683*	0.1859*	0.0410
	(0.0772)	(0.0824)	(0.0806)	(0.0778)	(0.0857)	(0.0791)	(0.0697)
ibague	-0.1077	0.0045	0.0459	0.1157	0.1231	-0.0564	0.1200
	(0.0724)	(0.0751)	(0.0685)	(0.0626)	(0.0681)	(0.0643)	(0.0645)
manizales	0.1725**	0.2136**	0.1150	0.1130	0.1241	0.1948**	0.0856
	(0.0667)	(0.0680)	(0.0673)	(0.0595)	(0.0730)	(0.0629)	(0.0601)
medellin	0.4039**	0.2948**	0.3423**	0.3173**	0.3639**	0.3350**	0.4284**
	(0.0513)	(0.0573)	(0.0568)	(0.0498)	(0.0583)	(0.0502)	(0.0489)
neiva	0.0162	0.1619*	0.0372	0.1686**	0.2096**	-0.0440	0.1368*
	(0.0627)	(0.0662)	(0.0651)	(0.0628)	(0.0669)	(0.0578)	(0.0545)
pereira	0.1802**	0.1947**	0.2383**	0.1107	0.1597*	0.1770*	0.1901**
Observations	1,921	1,834	1,906	2,066	2,156	2,388	2,371
R-squared	0.3765	0.3666	0.3418	0.3880	0.3509	0.3473	0.3603

Errores estándar entre paréntesis. **p<0,01, *p<0,05. Se omiten dummies de ciudades/dominios, consultar en Anexos
Fuente: elaboración propia a partir de los microdatos de la MESEP y la Gran Encuesta Integrada de Hogares.

Anexo 16. Ecuaciones robustas de ingresos para los hombres del sector financiero corregidas por sesgo de selección para los años 2008-2014.

VARIABLES	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	lning	lning	lning	lning	lning	lning	lning
barranquilla	0.1031	0.0303	-0.0730	-0.0761	0.0507	0.0346	-0.0541
	(0.0658)	(0.0748)	(0.0642)	(0.0604)	(0.0639)	(0.0624)	(0.0580)
bogota	0.2958**	0.3458**	0.3686**	0.3009**	0.4210**	0.4603**	0.4374**
	(0.0598)	(0.0647)	(0.0540)	(0.0542)	(0.0548)	(0.0557)	(0.0537)
bucaramanga	0.2210*	0.2448**	0.3128**	0.2810**	0.3624**	0.3408**	0.2108**
	(0.0861)	(0.0859)	(0.0804)	(0.0799)	(0.0842)	(0.0777)	(0.0737)
cali	0.3268**	0.1485	0.2912**	0.2168**	0.0682	0.2781**	0.2213**
	(0.0629)	(0.0760)	(0.0644)	(0.0662)	(0.0670)	(0.0668)	(0.0587)
cartagena	0.1124	0.2110	-0.0800	0.0334	0.1405	0.1624	0.1399
	(0.0895)	(0.1087)	(0.0934)	(0.0885)	(0.0928)	(0.0897)	(0.0845)
ibague	0.1328	-0.0031	-0.0485	0.0784	0.0449	0.0108	-0.0293
	(0.0798)	(0.0933)	(0.0825)	(0.0848)	(0.0760)	(0.0826)	(0.0659)
manizales	0.2109*	0.1112	0.0676	0.2206**	0.1686	0.1142	0.0082
	(0.0859)	(0.0906)	(0.0860)	(0.0818)	(0.0965)	(0.0846)	(0.0755)
medellin	0.4066**	0.3986**	0.2986**	0.4077**	0.3295**	0.5303**	0.3653**
	(0.0603)	(0.0693)	(0.0714)	(0.0633)	(0.0703)	(0.0644)	(0.0576)
neiva	0.0067	0.0806	0.0437	0.1443	0.1096	0.1262	0.0234
	(0.0958)	(0.0900)	(0.0847)	(0.0750)	(0.0707)	(0.0754)	(0.0833)
pereira	0.1536	0.1579	0.0456	0.1265	0.1558	0.1411	-0.0055
Observations	1,561	1,368	1,477	1,530	1,693	1,725	1,799
R-squared	0.4050	0.3726	0.3878	0.4476	0.4170	0.3842	0.4258

Errores estándar entre paréntesis. **p<0,01, *p<0,05. Se omiten dummies de ciudades/dominios, consultar en Anexos

Fuente: elaboración propia a partir de los microdatos de la MESEP y la Gran Encuesta Integrada de Hogares.

Anexo 17. Corrección por sesgo de selección con el método de Heckman con el software estadístico Stata13 año 2014.

```
. * Mujeres
. heckman lning $xvars if mujer==1, twostep select($zvars) mills(lambda_m)
note: two-step estimate of rho = -1.2730434 is being truncated to -1

Heckman selection model -- two-step estimates   Number of obs     =    136,286
(regression model with sample selection)        Censored obs      =     11,462
                                                Uncensored obs    =    124,824

                                                Wald chi2(17)     =   11027.78
                                                Prob > chi2       =     0.0000
```

lning	Coef.	Std. Err.	z	P>|z|	[95% Conf.	Interval]
lning						
exp	.0219362	.0010105	21.71	0.000	.0199556	.0239168
exp2	-.00042	.0000161	-26.14	0.000	-.0004515	-.0003885
media	.0355503	.0029437	12.08	0.000	.0297809	.0413198
secundaria	.1280173	.0080876	15.83	0.000	.112166	.1438686
edu_superior	.1936711	.0025132	77.06	0.000	.1887452	.1985969
estado_civil	-.0683456	.0078998	-8.65	0.000	-.0838289	-.0528624
jefe_hogar	.1027876	.0094098	10.92	0.000	.0843448	.1212304
barranquilla	.0023676	.0196041	0.12	0.904	-.0360557	.0407909
bogota	.2857722	.0188258	15.18	0.000	.2488742	.3226701
bucaramanga	.2987571	.0210962	14.16	0.000	.2574093	.340105
cali	.1793041	.0212557	8.44	0.000	.1376436	.2209645
cartagena	.0471392	.0228124	2.07	0.039	.0024277	.0918508
ibague	.0758141	.0223896	3.39	0.001	.0319313	.1196969
manizales	.0700703	.0232105	3.02	0.003	.0245786	.115562
medellin	.1961729	.0184299	10.64	0.000	.1600509	.2322949
neiva	.1421236	.0219975	6.46	0.000	.0990093	.1852379
pereira	.2860887	.0239155	11.96	0.000	.2392151	.3329623
_cons	12.25382	.0405612	302.11	0.000	12.17432	12.33332

select						
EXP1	.1594319	.0054671	29.16	0.000	.1487165	.1701473
EXP2	.0222965	.0043451	5.13	0.000	.0137803	.0308128
EXP3	.0047528	.0005228	9.09	0.000	.0037281	.0057775
media	.0303061	.0031236	9.70	0.000	.0241839	.0364283
secundaria	.1399327	.0082909	16.88	0.000	.1236829	.1561825
edu_superior	.1118091	.003578	31.25	0.000	.1047963	.1188219
ln_y_resto	-.0321972	.0033131	-9.72	0.000	-.0386907	-.0257037
barranquilla	.207706	.0262871	7.90	0.000	.1561841	.2592279
bogota	.3862866	.0262658	14.71	0.000	.3348066	.4377666
bucaramanga	.2597363	.027908	9.31	0.000	.2050377	.3144349
cali	.2603539	.0283683	9.18	0.000	.204753	.3159548
cartagena	.3455786	.0330074	10.47	0.000	.2808852	.4102719
ibague	.1097289	.0281918	3.89	0.000	.054474	.1649839
manizales	.4381021	.0351374	12.47	0.000	.369234	.5069701
medellin	.3398674	.0253507	13.41	0.000	.2901809	.3895539
neiva	.1133015	.0275812	4.11	0.000	.0592433	.1673597
pereira	.291178	.0323861	8.99	0.000	.2277024	.3546537
_cons	.3699124	.0515116	7.18	0.000	.2689515	.4708733
mills						
lambda	-1.470876	.0802727	-18.32	0.000	-1.628208	-1.313544
rho	-1.00000					
sigma	1.4708759					

Source	SS	df	MS		
Model	416.09237	20	20.8046185	Number of obs	= 2,371
Residual	738.857928	2,350	.314407629	F(20, 2350)	= 66.17
				Prob > F	= 0.0000
				R-squared	= 0.3603
				Adj R-squared	= 0.3548
Total	1154.9503	2,370	.487320801	Root MSE	= .56072

lning	Coef.	Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
EXP1	.0507359	.0197535	2.57	0.010	.0119997	.0894721
EXP2	.0197341	.0081449	2.42	0.015	.0037622	.0357061
EXP3	.0043366	.0017806	2.44	0.015	.0008449	.0078283
media	.0291906	.0270322	1.08	0.280	-.0238188	.0821999
secundaria	.147406	.0500832	2.94	0.003	.049194	.2456179
edu_superior	.1406215	.0088196	15.94	0.000	.1233266	.1579165
estado_civil	.1283352	.0247775	5.18	0.000	.0797471	.1769233
jefe_hogar	.0171885	.0336844	0.51	0.610	-.0488658	.0832427
directivos	.0586592	.0533137	1.10	0.271	-.0458875	.163206
barranquilla	-.056353	.0563349	-1.00	0.317	-.1668243	.0541182
bogota	.2702997	.0475576	5.68	0.000	.1770406	.3635589
bucaramanga	.2280646	.0553019	4.12	0.000	.1196189	.3365103
cali	.1696287	.0606228	2.80	0.005	.0507489	.2885085
cartagena	.0409789	.0697352	0.59	0.557	-.09577	.1777278
ibague	.1199507	.0645388	1.86	0.063	-.0066082	.2465097
manizales	.0855855	.0601249	1.42	0.155	-.0323179	.2034888
medellin	.4283736	.0489021	8.76	0.000	.3324779	.5242693
neiva	.1367579	.0544865	2.51	0.012	.0299112	.2436046
pereira	.1900529	.0681126	2.79	0.005	.0564859	.3236199
lambda_m	-.1523342	.4220067	-0.36	0.718	-.9798782	.6752099
_cons	12.48219	.2752457	45.35	0.000	11.94244	13.02194

```
. heckman lning $xvars if mujer==0, twostep select($zvars) mills(lambda_h)
note: two-step estimate of rho = -1.7252752 is being truncated to -1

Heckman selection model -- two-step estimates   Number of obs     =    154,708
(regression model with sample selection)        Censored obs      =      7,320
                                                Uncensored obs    =    147,388

                                                Wald chi2(17)     =    9232.19
                                                Prob > chi2       =     0.0000
```

lning	Coef.	Std. Err.	z	P>|z|	[95% Conf.	Interval]
lning						
exp	.0195089	.0011261	17.32	0.000	.0173018	.0217161
exp2	-.0003293	.0000171	-19.23	0.000	-.0003629	-.0002958
media	.0532546	.0026986	19.73	0.000	.0479655	.0585437
secundaria	.065289	.0074084	8.81	0.000	.0507689	.0798091
edu_superior	.1370134	.00234	58.55	0.000	.1324272	.1415996
estado_civil	.1676922	.0109743	15.28	0.000	.1461829	.1892015
jefe_hogar	.1348806	.0106294	12.69	0.000	.1140474	.1557139
barranquilla	.0226801	.0199087	1.14	0.255	-.0163403	.0617005
bogota	.2423716	.0198157	12.23	0.000	.2035336	.2812096
bucaramanga	.3007564	.023207	12.96	0.000	.2552715	.3462412
cali	.1746981	.0227349	7.68	0.000	.1301386	.2192577
cartagena	.0564045	.0238933	2.36	0.018	.0095744	.1032346
ibague	.1549354	.0251034	6.17	0.000	.1057337	.2041371
manizales	.0882973	.0241006	3.66	0.000	.0410609	.1355336
medellin	.2008222	.0191161	10.51	0.000	.1633554	.2382891
neiva	.1879845	.0244608	7.69	0.000	.1400421	.2359268
pereira	.206851	.0250637	8.25	0.000	.157727	.255975
_cons	12.51184	.0285322	438.52	0.000	12.45591	12.56776
pereira	.206851	.0250637	8.25	0.000	.157727	.255975
_cons	12.51184	.0285322	438.52	0.000	12.45591	12.56776
select						
EXP1	.1906073	.0055414	34.40	0.000	.1797464	.2014682
EXP2	.1239902	.0045883	27.02	0.000	.1149973	.1329831
EXP3	-.0012203	.000551	-2.21	0.027	-.0023003	-.0001403
media	.0336945	.0033036	10.20	0.000	.0272196	.0401694
secundaria	.1670581	.009424	17.73	0.000	.1485873	.1855289
edu_superior	.0481163	.0043186	11.14	0.000	.0396519	.0565806
ln_y_resto	-.0439872	.0042838	-10.27	0.000	-.0523834	-.035591
barranquilla	.3559782	.0349902	10.17	0.000	.2873986	.4245578
bogota	.3795382	.0331264	11.46	0.000	.3146117	.4444647
bucaramanga	.3486428	.0379355	9.19	0.000	.2742906	.4229949
cali	.0708856	.0326119	2.17	0.030	.0069675	.1348038
cartagena	.421283	.044798	9.40	0.000	.3334806	.5090855
ibague	.0545271	.0344035	1.58	0.113	-.0129025	.1219567
manizales	.374606	.0424136	8.83	0.000	.2914768	.4577352
medellin	.2351773	.0293603	8.01	0.000	.1776323	.2927224
neiva	.0869658	.034008	2.56	0.011	.0203113	.1536203
pereira	.3045023	.0410842	7.41	0.000	.2239787	.385026
_cons	.5151891	.0628544	8.20	0.000	.3919968	.6383815
mills						
lambda	-1.659474	.0680842	-24.37	0.000	-1.792917	-1.526032
rho	-1.00000					
sigma	1.6594742					

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	1,799
				F(20, 1778)	=	65.89
Model	429.620563	20	21.4810282	Prob > F	=	0.0000
Residual	579.640022	1,778	.326006761	R-squared	=	0.4257
				Adj R-squared	=	0.4192
Total	1009.26059	1,798	.561324018	Root MSE	=	.57097

lning	Coef.	Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
EXP1	.099042	.0349907	2.83	0.005	.0304148	.1676692
EXP2	.0263414	.0117082	2.25	0.025	.0033782	.0493046
EXP3	.0046822	.0016422	2.85	0.004	.0014612	.0079031
media	.0156378	.0219657	0.71	0.477	-.0274434	.0587191
secundaria	.1359819	.0408463	3.33	0.001	.05587	.2160937
edu_superior	.1422645	.0064606	22.02	0.000	.1295933	.1549356
estado_civil	.0668974	.0376932	1.77	0.076	-.0070302	.140825
jefe_hogar	.1885377	.0365355	5.16	0.000	.1168806	.2601948
directivos	.051588	.0506242	1.02	0.308	-.0477012	.1508772
barranquilla	-.0565426	.0585325	-0.97	0.334	-.1713423	.058257
bogota	.4340822	.0541791	8.01	0.000	.3278208	.5403436
bucaramanga	.2079092	.0739947	2.81	0.005	.0627834	.353035
cali	.2207654	.0587277	3.76	0.000	.1055828	.335948
cartagena	.1365179	.0848783	1.61	0.108	-.0299539	.3029897
ibague	-.0308377	.0658729	-0.47	0.640	-.1600342	.0983588
manizales	.0042325	.0754935	0.06	0.955	-.1438329	.1522978
medellin	.3633157	.0578548	6.28	0.000	.2498452	.4767862
neiva	.0225689	.083292	0.27	0.786	-.1407917	.1859295
pereira	-.0080006	.0878028	-0.09	0.927	-.1802083	.164207
lambda_h	.5471535	.6080755	0.90	0.368	-.6454645	1.739771
_cons	12.40435	.311454	39.83	0.000	11.7935	13.01521

Anexo 18. Descomposición de Oaxaca con el software estadístico Stata13 año 2014.

```
. * oaxaca para el sector financiero
. oaxaca lning_d $xvars lambda_e if sec_fin==1, by (mujer) pooled

Blinder-Oaxaca decomposition                    Number of obs     =      4,170
                                                  Model           =     linear
Group 1: mujer = 0                                N of obs 1      =       1799
Group 2: mujer = 1                                N of obs 2      =       2371
```

lning_d	Coef.	Robust Std. Err.	z	P>|z|	[95% Conf.	Interval]
overall						
group_1	16.61136	.0176625	940.49	0.000	16.57674	16.64598
group_2	16.53766	.0143356	1153.61	0.000	16.50956	16.56576
difference	.0736978	.022748	3.24	0.001	.0291125	.1182832
explained	-.0369437	.0160996	-2.29	0.022	-.0684983	-.0053891
unexplained	.1106415	.0190989	5.79	0.000	.0732085	.1480746

explained						
exp	.0406189	.0101206	4.01	0.000	.0207829	.0604549
exp2	-.02484	.0078258	-3.17	0.002	-.0401784	-.0095017
media	-.000759	.0018807	-0.40	0.687	-.0044451	.0029272
secundaria	-.0116921	.0030956	-3.78	0.000	-.0177593	-.0056248
edu_superior	-.0741004	.0109014	-6.80	0.000	-.0954667	-.052734
estado_civil	.0126277	.002736	4.62	0.000	.0072652	.0179903
jefe_hogar	.0279848	.0076135	3.68	0.000	.0130627	.0429069
barranquilla	-.0018135	.0010959	-1.65	0.098	-.0039614	.0003344
bogota	-.0001461	.0028871	-0.05	0.960	-.0058047	.0055126
bucaramanga	-.0028259	.0014023	-2.02	0.044	-.0055744	-.0000774
cali	.0029702	.0014434	2.06	0.040	.0001413	.0057992
cartagena	-.0001494	.0003194	-0.47	0.640	-.0007754	.0004765
ibague	.0004857	.0005842	0.83	0.406	-.0006593	.0016307
manizales	-.0005497	.0007014	-0.78	0.433	-.0019244	.000825
medellin	-.0040337	.0031996	-1.26	0.207	-.0103047	.0022374
neiva	-.0022161	.001218	-1.82	0.069	-.0046033	.0001711
pereira	-.0006347	.0005838	-1.09	0.277	-.001779	.0005096
lambda_e	.0021295	.0015535	1.37	0.170	-.0009153	.0051742

explained						
exp	.0209784	.0013639	15.38	0.000	.0183051	.0236516
exp2	-.0253292	.0014093	-17.97	0.000	-.0280913	-.0225671
media	-.0200783	.0006727	-29.85	0.000	-.0213968	-.0187597
secundaria	-.01855	.0006749	-27.49	0.000	-.0198727	-.0172273
edu_superior	-.0686292	.0014565	-47.12	0.000	-.0714839	-.0657745
estado_civil	.0057625	.0003566	16.16	0.000	.0050635	.0064614
jefe_hogar	.0435576	.0010015	43.49	0.000	.0415948	.0455205
barranquilla	.0000561	.0000265	2.11	0.035	4.04e-06	.0001081
bogota	-.0014608	.000232	-6.30	0.000	-.0019156	-.0010061
bucaramanga	-.0014816	.000234	-6.33	0.000	-.0019402	-.0010229
cali	-.000705	.0001342	-5.25	0.000	-.0009681	-.0004419
cartagena	-.0000902	.0000429	-2.10	0.035	-.0001742	-6.20e-06
ibague	-.0005524	.0000904	-6.11	0.000	-.0007295	-.0003752
manizales	-.0001816	.0000623	-2.92	0.004	-.0003036	-.0000595
medellin	-.0008632	.0001797	-4.80	0.000	-.0012154	-.0005109
neiva	-.0006425	.0001194	-5.38	0.000	-.0008766	-.0004084
pereira	-.0002912	.0001704	-1.71	0.088	-.0006253	.0000428
lambda_e	-.0097656	.0005241	-18.63	0.000	-.0107929	-.0087383

```
. * oaxaca para el resto de sectores
. oaxaca lning_d $xvars lambda_e if sec_fin==0, by (mujer) pooled

Blinder-Oaxaca decomposition                    Number of obs     =    268,042
                                                  Model           =     linear
Group 1: mujer = 0                                N of obs 1      =     145589
Group 2: mujer = 1                                N of obs 2      =     122453
```

lning_d	Coef.	Robust Std. Err.	z	P>|z|	[95% Conf.	Interval]
overall						
group_1	15.95482	.0023493	6791.33	0.000	15.95022	15.95943
group_2	15.53985	.0032636	4761.56	0.000	15.53345	15.54625
difference	.4149701	.0040212	103.19	0.000	.4070887	.4228516
explained	-.0782661	.002508	-31.21	0.000	-.0831817	-.0733505
unexplained	.4932362	.003456	142.72	0.000	.4864626	.5000098
unexplained						
exp	.0349653	.0222762	1.57	0.117	-.0086953	.0786258
exp2	.0075427	.0125668	0.60	0.548	-.0170878	.0321732
media	.0827481	.0181561	4.56	0.000	.0471627	.1183334
secundaria	-.102791	.0075857	-13.55	0.000	-.1176588	-.0879232
edu_superior	-.0964264	.0023428	-41.16	0.000	-.1010183	-.0918346
estado_civil	.1441357	.004466	32.27	0.000	.1353825	.152889
jefe_hogar	-.0056141	.0030241	-1.86	0.063	-.0115413	.000313
barranquilla	.0003078	.0007444	0.41	0.679	-.0011513	.0017668
bogota	-.0059602	.0008123	-7.34	0.000	-.0075523	-.004368
bucaramanga	-.0009805	.0006163	-1.59	0.112	-.0021884	.0002273
cali	-.003428	.0006279	-5.46	0.000	-.0046587	-.0021974
cartagena	-.0014217	.0006003	-2.37	0.018	-.0025982	-.0002451
ibague	.0015656	.0006035	2.59	0.009	.0003828	.0027484
manizales	-.0019303	.0006349	-3.04	0.002	-.0031746	-.0006859
medellin	-.0037313	.0008856	-4.21	0.000	-.0054671	-.0019956
neiva	.0008367	.0006087	1.37	0.169	-.0003563	.0020297
pereira	-.0040437	.0005253	-7.70	0.000	-.0050733	-.0030142
lambda_e	-.0442703	.0086856	-5.10	0.000	-.0612937	-.0272468
_cons	.491732	.0296041	16.61	0.000	.433709	.5497549