



FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS Y ADMINISTRATIVAS

ANÁLISIS DE LA BRECHA SALARIAL DE GÉNERO PARA ECUADOR
ENTRE 2007 Y 2017: UNA APROXIMACIÓN CUANTÍLICA

AUTORAS

Ana Gabriela Espinosa Delgado

Joseline Lizeth Arias Cuenca

AÑO

2021



FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS Y ADMINISTRATIVAS

ANÁLISIS DE LA BRECHA SALARIAL DE GÉNERO PARA ECUADOR ENTRE
2007 Y 2017: UNA APROXIMACIÓN CUANTÍLICA

Trabajo de titulación presentado en conformidad con los requisitos establecidos
para optar por el título de economista

PROFESOR GUIA:

JULIO EFRÉN GALARRAGA BONILLA

AUTORAS:

ANA GABRIELA ESPINOSA DELGADO

JOSELINE LIZETH ARIAS CUENCA

AÑO:

2021

DECLARACIÓN DEL PROFESOR GUIA

Declaro haber dirigido el trabajo, Análisis de la brecha salarial de género para Ecuador entre 2007 y 2017: una aproximación cuantílica, a través de reuniones periódicas con las estudiantes Espinosa Delgado Ana Gabriela y Joseline Lizeth Arias Cuenca, en el semestre 202120, orientando sus conocimientos y competencias para un eficiente desarrollo del tema escogido y dando cumplimiento a todas las disposiciones vigentes que regulan los Trabajos de Titulación.



JULIO EFRÉN GALÁRRAGA BONILLA

CI: 1716029804

DECLARACIÓN DEL PROFESOR CORRECTOR

Declaro haber revisado este trabajo, Análisis de la brecha salarial de género para Ecuador entre 2007 y 2017: una aproximación cuantílica, de las estudiantes Espinosa Delgado Ana Gabriela y Joseline Lizeth Arias Cuenca en el semestre 202120, dando cumplimiento a todas las disposiciones vigentes que regulan los Trabajos de Titulación.



VANESSA DEL ROCÍO CARRIÓN YAGUANA

CI: 1103588065

DECLARACIÓN DE AUTORIA DEL ESTUDIANTE

Declaramos que este trabajo es original, de nuestra autoría, que se han citado las fuentes correspondientes y que en su ejecución se respetaron las disposiciones legales que protegen los derechos de autor vigentes.



ANA GABRIELA ESPINOSA DELGADO

CI: 1717911315



JOSELINE LIZETH ARIAS CUENCA

CI: 0104964267

AGRADECIMIENTOS

A mi familia, por su apoyo incondicional y por siempre creer en mí. A mi novio, por acompañarme en este proceso y no permitir que me dé por vencida. Y a mí misma, por demostrarme que pude hacerlo.

Ana Espinosa

DEDICATORIA

A mi mamita, mi mayor motivación.

Ana Espinosa

AGRADECIMIENTOS

A mi madre por el apoyo que me ha brindado y sigue brindándome cada día. Por ser mi ejemplo de superación, fuerza y valentía.

A mis amigos, Angélique, Hanna, Diana, Minh, Nataly, Sharon, Juan, Jonathan, Daniel, David, Jeff, por escucharme, apoyarme y alentarme a continuar.

A mis profesores que me guiaron a lo largo de mi formación profesional, en especial a mi tutor de tesis Julio Galárraga por su paciencia, consejos, enseñanzas y directrices que permitieron culminar esta investigación y cumplir con la visión que tenía planeada y mucho más. Igualmente, a Drichelmo Tamayo por sus recomendaciones y apoyo.

A mi compañera de tesis, Ana, por no rendirse y ayudarme a lograr esta meta tan anhelada.

Finalmente agradezco a cada una de las personas que me alentaron en cada paso que he dado hacia este objetivo y a mí misma por hacerlo posible.

Joseline Arias.

DEDICATORIA

A mi madre y mi familia.

A los futuros estudiantes. Que sus investigaciones permitan alcanzar el cambio que queremos ver en la sociedad.

Joseline Arias

RESUMEN

En 2017 por realizar el mismo trabajo, una mujer en promedio ganó 0,77 centavos por cada dólar que ganó un hombre, y dicha brecha fue diferente si se analizan distintos grupos de ingreso. El presente estudio busca estudiar la brecha salarial de género en Ecuador mediante la aplica una regresión cuantílica (RC) y Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO), utilizando los datos de la encuesta ENEMDU en el periodo 2007-2017. Los resultados obtenidos indican que en Ecuador existe brecha salarial de género que en promedio se ubica entre el 16,3% y 28,2% entre 2007 y 2017, observándose una reducción de la misma en 9 puntos porcentuales (p.p.) en dicho periodo. Por otro lado, se observa que la brecha no es constante a lo largo de la distribución del salario, en el cuantil 0,10 la brecha oscila entre el 10,1% y 28,7%, en el cuantil 0,50 varía entre 12,5% y 25%, mientras que en el cuantil 0,90 la brecha se ubica entre 16,7% y 30,2%; la mayor variabilidad entre cuantiles se encuentra entre los años 2009 y 2016. Se concluye, además que en Ecuador el efecto predominante a lo largo de la distribución del salario es la presencia de techos de cristal.

Palabras clave: Brecha salarial, género, no constante, regresión cuantílica, techos de cristal, pisos pegajosos.

ABSTRACT

In 2017, for doing the same job, the average woman earned 0,77 cents for every dollar a man earned; and this gap was different if different income groups are analyzed. This study seeks to study the gender wage gap in Ecuador by applying a quantile regression (QR) and Ordinary Least Squares (OLS), using data from the "ENEMDU" survey in the period 2007-2017. The results obtained indicate that in Ecuador there is a gender wage gap that, on average, is between 16.3% and 28.2% on the period 2007-2017, observing a reduction of 9 percentage points (p.p.). On the other hand, it is observed that the gap is not constant throughout the salary distribution, in the 0,10 quantile the gap oscillates between 10,1% and 28,7%, in the 0,50 quantile it varies between 12,5% and 25%, while in the 0.90 quantile the gap is between 16,7% and 30,2%; the greatest interquantilic variability is between 2009 and 2016. It is concluded that the predominant effect along the distribution of wages in Ecuador is the glass ceiling effect.

Keywords: Wage gap, gender, non-constant, quantile regression, glass ceilings, sticky floors.

ÍNDICE

1. INTRODUCCIÓN	1
2. MARCO TEÓRICO.....	3
2.1. El mercado laboral: teoría clásica.....	4
2.2. Teoría del capital humano	6
2.3. Brechas salariales	8
2.4. Gustos y preferencias: Becker.....	8
2.5. Roles de género	9
2.6. Discriminación estadística	11
2.7. Nuevas perspectivas	12
2.8. Aversión al riesgo.....	12
2.9. Comportamiento enfocado en la competencia.....	13
2.10. Preferencias sociales	14
2.11. Negociación	15
2.12. Participación de la mujer en el mercado laboral	15
2.13. Brechas salariales de género no constantes	17
2.13.1. Segregación laboral y modelo de aglomeración (Overcrowding) .	17
2.13.2. Pisos pegajosos.....	18
2.13.3. Techos de cristal.....	19
2.14. Evidencia empírica	20
3. CONTEXTO	22
4. METODOLOGÍA.....	31
4.1. Datos.....	32
4.2. Método	33
4.2.1. Regresión por cuantiles	33
4.2.2. Errores Bootstrap.....	35
4.3. Modelo	36
4.3.1. Ecuación de Mincer	36
4.3.2. Modelo econométrico	37

4.3.3. Variable dependiente	38
4.3.4. Variables independientes	38
4.3.5. Tratamiento funcional de las variables del modelo	39
4.4. Resultados	44
5. ANÁLISIS DE RESULTADOS	49
6. CONCLUSIONES.....	54
7. RECOMENDACIONES	56
Referencias	58
ANEXOS	68

1. INTRODUCCIÓN

En 2017, la brecha salarial de género global fue de 23%, lo que significa que por realizar el mismo trabajo las mujeres ganaron 0,77 centavos por cada dólar que ganó un hombre (Naciones Unidas, 2017). Este hecho ha incentivado al desarrollo de literatura existente sobre la brecha salarial de género en su nivel medio. Actualmente esta tendencia de estudio se ha ampliado y no busca únicamente determinar la existencia del diferencial salarial entre hombres y mujeres, sino que trata de medir en cuánto varía este a lo largo de la distribución del salario. Gardezabal & Ugidos (2005) indican que existen diferencias cuantitativas importantes en los retornos a las variables medibles en función del punto de la distribución del salario que se estudie.

En este sentido, Heinze (2012), utilizando datos de la relación entre empleador y empleado para Alemania, encuentra que las mujeres ganan un salario que en promedio es 23,5% menor que el de los hombres, y dentro de un análisis por cuantiles, la brecha salarial de género es visiblemente mayor en la cola inferior de la distribución salarial que en la cola superior. En los países en vías de desarrollo como por ejemplo Filipinas, Sakellariou (2004) indica que además de la variación en el diferencial de ingresos por género, en el cuantil más bajo de la distribución de ingresos, los hombres ganan aproximadamente un 50% más que las mujeres. Para países latinoamericanos como por ejemplo México, Chile o Uruguay, Arceo-Gómez y Campos-Vázquez (2014), Borraz y Robano (2010), Perticará y Astudillo (2009), entre otros, señalan que la brecha salarial de género presenta una conducta que implica ambos efectos al mismo tiempo: pisos pegajosos y techos de cristal.

La presente investigación busca complementar la literatura sobre la brecha salarial de género a lo largo de la distribución del salario para el caso de Ecuador. En otras palabras, se analiza este diferencial más allá de la media a través de un análisis en varios cuantiles del ingreso con el objetivo de identificar su comportamiento y evolución.

Para esto, las estimaciones se realizaron a través de una regresión cuantílica, la cual toma los cuantiles 0,10; 0,25; 0,50; 0,75 y 0,90 para cada año dentro del

periodo 2007 – 2017 con base en datos de la encuesta ENEMDU del INEC. Este método, permite entender el comportamiento de la distribución condicional del logaritmo natural del salario en cada período (Mayer F. & Cordourier R., 2001; Zamudio C., 2001). Al comparar estos resultados con los obtenidos a través del método de mínimos cuadrados ordinarios, se comprueba si las estimaciones obtenidas por regresión cuantílica son o no distintas a los resultados de MCO, y así se concluye cuál es la tendencia del comportamiento de las brechas salariales de género.

Los principales resultados obtenidos mediante la aplicación de ambas metodologías indican que existe una brecha salarial entre hombres y mujeres, y se encuentra que en promedio una mujer gana entre 0,72 y 0,84 centavos por cada dólar que gana un hombre. Segundo, se distinguen cambios en los coeficientes a lo largo del tiempo tanto para los resultados de la regresión por cuantiles, como por mínimos cuadrados ordinarios. Esto implica una reducción promedio de la brecha salarial de género de 9 puntos porcentuales entre 2007 y 2017.

En la aplicación de las estimaciones obtenidas por regresión cuantílica, se observa que una mujer en el cuantil 0,10 entre 2007 y 2017 gana 0,71 y 0,84, respectivamente, por cada dólar que gana un hombre, lo que indica que con el paso del tiempo la brecha se cierra 13 centavos. Para el cuantil 0,50 el ingreso de una mujer por cada dólar que ganó un hombre pasó de 0,75 a 0,85 centavos, mientras que en el cuantil 0,90 el cambio en estos mismos años fue de 0,69 a 0,83 centavos, lo que indica una disminución generalizada de la brecha en este período.

Finalmente, el tercer resultado y el más importante, confirma la variabilidad de la brecha salarial entre hombre y mujeres; analizando el año 2010, se distingue un aumento de la brecha salarial de género de 12,88 p.p. entre en cuantil 0,10 y el cuantil 0,90. Según Carrillo et al. (2013) existe un efecto techo de cristal cuando la brecha salarial de género es mayor en el cuantil 0,90 que en el cuantil 0,50 y este efecto se presenta en los años 2008, 2009, 2010, 2012, 2013, 2015 y 2016.

Los pisos pegajosos existen cuando el diferencial es mayor en el cuantil 0,10 que en la mediana, y siguiendo la metodología del mismo autor, no se encuentran pisos pegajosos en el periodo analizado. Sin embargo, según la metodología de Arulampalam et al. (2007) existen pisos pegajosos cuando el diferencial es mayor en el cuantil 0,10 en comparación al 0,25, lo cual significaría que existe este efecto en el año 2017.

Este trabajo de investigación pretende ser un aporte a la literatura nacional, regional, y de forma general, de países en vías de desarrollo, acerca del comportamiento no constante de los diferenciales salariales entre hombres y mujeres dentro de la distribución salarial. Dado que, en más de 10 años las brechas no se han llegado a cerrar en ningún cuantil, y que se sugiere la existencia de pisos pegajosos y techos de cristal en ciertos años (Carrillo, Gandelman, & Robano, *Sticky floors and glass ceilings in Latin America*, 2013).

Es importante ampliar la discusión para evidenciar estas problemáticas desde las múltiples variables que influyen en la existencia y persistencia de estas diferencias. El objetivo es conducir a cambios estructurales que permitan cerrar las brechas salariales en toda la distribución del salario.

Este estudio se encuentra dividido en cinco secciones; en la primera se realiza una revisión de literatura y se plantea una discusión teórica. En la segunda sección se presenta un contexto estadístico sobre los salarios de hombres y mujeres. Posteriormente, en la tercera sección se plantea la propuesta metodológica con la que se comprueba la hipótesis de esta investigación. En la cuarta sección se presentan los resultados del modelo econométrico y el análisis de resultados, y para concluir, en la quinta sección se detallan las conclusiones y recomendaciones.

2. MARCO TEORICO

Para iniciar esta investigación, es importante comprender el origen de la brecha salarial de género, y las razones de su persistencia y variabilidad con respecto al nivel de ingresos, todo esto desde el punto de vista de las distintas teorías económicas. En este sentido, el marco teórico parte del análisis del mercado

laboral y la determinación del salario. Posteriormente, se establece la discusión de la existencia de la brecha salarial desde factores observables, como el nivel educativo y desde elementos no observables como la discriminación y los roles de género. Finalmente, se presentan algunas perspectivas teóricas por las cuales la brecha salarial varía a lo largo de la distribución del ingreso junto con evidencia empírica.

2.1. El mercado laboral: teoría clásica

El modelo clásico del mercado laboral busca explicar el comportamiento de la oferta y demanda de trabajo. Este se basa en los siguientes supuestos: agentes racionales, disponibilidad de información perfecta y completa, mercado en competencia perfecta, y homogeneidad entre individuos (Lucas, 1967; Marshall, 1920). Todo esto se traduce en que los individuos quienes, además de ser maximizadores del beneficio, poseen idénticas características y por esto pueden ocupar cualquier puesto de trabajo. Es decir que intentan tomar las mejores decisiones con toda la información del mercado, el cual se compone de muchas empresas y trabajadores que son tomadores de precios.

Bajo estos supuestos, el mercado laboral se compone de dos fuerzas: demanda y oferta de trabajo, ambas interactúan y fijan el salario real, el cual es el valor de intercambio. La demanda de trabajo corresponde a la cantidad de mano de obra demandada por las empresas para elaborar bienes y servicios, y la oferta de trabajo, a la cantidad de trabajo o mano de obra ofertada por los hogares o las personas.

Como mencionado anteriormente, la demanda de trabajo proviene de las empresas, las cuales se enfrentan a la siguiente función de producción $Q(t) = F[L(t), K(t)]$, donde Q y K son el nivel de producción y de capital, respectivamente y L , la cantidad de trabajo, en un tiempo t (Lucas, 1967). Bajo la consideración de que el capital es exógeno, las empresas maximizadoras del beneficio definen el nivel de contratación hasta el punto en el que el costo marginal de contratar a un trabajador adicional iguala la productividad marginal que aporta dicho trabajador a la empresa. Esta condición se conoce como la

regla costo-beneficio y la productividad marginal se representa a través del salario real (Boyer & Smith, 2001; Varian, 2015).

La oferta laboral representa a la cantidad de trabajo que ofrecen los hogares basándose en la decisión entre ocio y trabajo en función del salario real, determinando así la cantidad de consumo a la que pueden acceder. Según González-Quintero & Daza-Báez (2015), el individuo participará en el mercado laboral hasta el punto en donde el beneficio marginal de ofertar trabajo iguale al costo marginal de participación. El salario real representa el precio del trabajo y corresponde al costo de oportunidad del ocio. En otras palabras, los hogares van a decidir entre ingreso y ocio, enfrentándose al efecto renta y/o sustitución si el salario varía.

Asumiendo que el ocio es un bien normal, un aumento en el salario incrementará la oferta laboral, por lo tanto, el agente va a sustituir ocio por trabajo, ya que, el costo de oportunidad del ocio aumentó. Pero este suceso también incrementa la renta, sin embargo, este efecto presenta rendimientos decrecientes. Es decir que, por cada aumento adicional en el salario, la oferta laboral se incrementa en menor medida. Cuando se alcanza y traspasa un cierto punto, la oferta de trabajo puede reducirse, ya que, el agente incrementaría su nivel de ocio y no de trabajo. Cuando el efecto renta supera el efecto sustitución, la curva de oferta laboral toma una forma cóncava, es decir, se dobla hacia atrás (Abbott & Ashenfelter, 1976; Mincer, 1962; Varian (2015).

En el punto en donde la demanda iguala a la oferta de trabajo, se establece tanto una cantidad óptima de trabajo (L^*) como el precio de equilibrio del mercado laboral que corresponde al salario real $\left(\frac{W^*}{P}\right)$. Y a su vez, la oferta y demanda de trabajo estarán determinadas por factores externos como la cantidad de trabajadores disponibles, la población económicamente activa (PEA), y de la forma en la que se determinan los salarios, de parte de la oferta. Ahora, desde el punto de vista de la demanda, esta depende de la eficiencia del trabajador y del nivel de competencia del mercado, dado que las empresas pueden influir en el nivel de precios, y afectar al salario óptimo (Blanchard et al., 2012).

Desde otra perspectiva, Piketty (2014) afirma que el modelo clásico del mercado laboral no logra explicar de forma adecuada a la desigualdad salarial, dado que no es posible determinar de forma efectiva el monto de productividad que brinda cada individuo; esto debido a que, mismo si los individuos son remunerados según su productividad marginal, esta depende la oferta y demanda de cada una de las habilidades en el mercado. Además, es necesario considerar que existen influencias que pueden formar parte de la determinación del salario, por ejemplo, los sindicatos. Este planteamiento, da cabida a una nueva teoría: la oferta y demanda de habilidades, más conocido como capital humano, ambas estrechamente correlacionadas al estado del sistema educativo y las tecnologías disponibles.

2.2. Teoría del capital humano

El término “capital humano” hace referencia a la acumulación de habilidades que posee la fuerza laboral (Goldin, 2016). La teoría del capital humano tratada formalmente por primera vez por Schultz (1961), proporciona la principal explicación, del lado de la oferta, a las diferencias salariales por género. Esta teoría plantea que la inversión en capital humano tiene rendimientos positivos en el salario que percibirá el individuo (Mincer, 1974a) y ayuda a explicar por qué algunas personas invierten en la universidad y otras no. Al igual explica por qué las personas invierten diferentes cantidades de capacitación en el trabajo (Blau & Winkler, 2018).

En este mismo sentido, Becker (1971) menciona que la educación formal es la categoría que más aporta al capital humano, porque es en donde mejor se puede medir sus rendimientos, por lo tanto, el hecho de haber accedido a educación formal brinda una ventaja observable en muchos ámbitos en comparación con quienes no lo han hecho. Blau & Winkler (2018) aseguran que existen dos formas de invertir en capital humano. La primera a través de educación formal, y la segunda a través de capacitación en el puesto de trabajo; cuanto mayor sea el nivel de inversión, mayores serán los retornos en la productividad del individuo (Schultz, 1961). Según Mincer y Polachek (1974), las diferencias de género en las inversiones realizadas en estas áreas, tanto en la cantidad, como en el tipo

de inversiones, pueden producir diferencias sustanciales en el salario, y las ocupaciones de hombres y mujeres en el trabajo.

En el pasado los hombres tenían más probabilidades que las mujeres de obtener educación universitaria, sin embargo, en la actualidad esa probabilidad se ha igualado para ambos sexos. Además, hay elementos como las diferencias de género en los atributos psicológicos, las actitudes y preferencias, las cuales están recibiendo una atención creciente. Para Blau y Winkler (2018) el mayor avance de las últimas décadas, hasta el año 2015, ha sido la reversión de la ventaja masculina en el acceso a la educación superior a nivel mundial, y en especial en países desarrollados; con el tiempo esta tendencia ampliará la magnitud en la que las mujeres acceden y culminan la educación superior, favoreciéndolas en la ventaja del acceso a la educación de tercer nivel.

Mincer (1974b) amplía este análisis y añade a la experiencia como un factor asociado fundamental. El autor afirma que la experiencia “aumenta en gran medida el poder del análisis de ingresos del capital humano”. Esto ocurre, porque la oferta de trabajo se considera un medio de producción, y su remuneración depende del nivel de productividad. Por lo tanto, al aumentar la inversión en educación, y así mismo, aumentar la experiencia, el individuo aumentará su producto marginal del trabajo, lo que se traduce en un incremento de su salario.

Por lo tanto, cada individuo tiene incentivos a invertir en su propio capital humano de forma distinta, esto provoca una diferenciación entre trabajadores, es decir que el supuesto de homogeneidad se rompe (Sandoval V. & Hernández C., 2018). Ocasionalmente que los individuos reciban distintos salarios en función de la productividad de cada trabajador. Sin embargo, Blau y Kahn (1999) afirman que incluso después de examinar las características observables relacionadas con la productividad y estructura salarial general, los sueldos de los hombres son más altos que los de las mujeres. Es decir, aun manteniendo todo lo demás constante, el diferencial de ingresos entre individuos persiste (Corbett y Hill 2012 citado en Martínez et al., 2015).

2.3. Brechas salariales

Al alejar el análisis de la teoría y trasladarlo a un contexto real, se evidencian diferencias en los salarios entre individuos homogéneos o similares, que cuentan con la misma productividad, dando lugar a la aparición de las brechas salariales, lo cual contrasta con la teoría clásica. Siguiendo lo mencionado por Morris y Western (1999) en Peñas (2002), la brecha salarial entre hombres y mujeres se define como la diferencia existente entre los ingresos que perciben los individuos en función del sexo. Puntualmente, la desigualdad salarial “resulta de la diferencia entre los ingresos medios de mujeres y hombres como porcentaje de los ingresos de los hombres” (Lexartza et al., 2019).

Dado que la teoría del capital humano no logra justificar la totalidad de la disparidad en los ingresos entre hombres y mujeres, se plantea la existencia de otros factores no observables que influyen en la misma, por ejemplo, los gustos por discriminar, los roles de género, la discriminación estadística, y demás.

2.4. Gustos y preferencias: Becker

Según Becker (1971) la discriminación se define como un comportamiento motivado por una consideración no objetiva, que puede favorecer o perjudicar a otro. En particular, esta teoría se origina en la existencia de distintos gustos y preferencias entre los individuos, determinados por los prejuicios que comparte la sociedad, el desconocimiento o simplemente la personalidad, que en conjunto condicionan el actuar de los agentes.

En este caso, el dinero es utilizado como una medida de discriminación dado que, al trasladarlo a los salarios, puede aumentarlos, es decir, ser visto como una retribución o, considerar una disminución del salario al relacionarse con un cierto grupo de la sociedad que suele ser discriminado, generando un “gusto por discriminar”. Este es medido a través de un coeficiente de discriminación (en adelante, CD): " d " y representa la desutilidad de interactuar con ciertas personas. El coeficiente de discriminación tiene signo positivo ($0 > d > \infty$), lo que permite intuir que el gusto por discriminar varía según el individuo, la distancia entre sus estatus socioeconómicos relativos o el nivel de sustituibilidad.

Becker (1971) plantea que dicho coeficiente puede estudiarse tanto desde el punto de vista de un empleador, empleado y consumidor. En este caso, se analizará únicamente al empleador y colaborador.

El empleador estará dispuesto a pagar un salario (π), sin embargo, considerará que existe un costo no monetario asociado al contratar mujeres (" d ") y lo considerará antes de contratar una mujer. Realizará la contratación únicamente si el salario neto del factor discriminado: $\pi(1 + d_i)$ es menor al salario neto del factor no discriminado: (π) debido a que esta situación compensa al empleador por la desutilidad de contratar a un factor discriminado. En otras palabras, si se asume que la productividad, tanto de hombres como de mujeres es iguales y que a los hombres se les paga de acuerdo con su productividad, entonces se contratará a mujeres solo si se les paga menos que su productividad marginal (Blau & Winkler, 2018).

Por otro lado, el colaborador que tenga gusto por discriminar sentirá como si hubiera un costo no monetario al trabajar junto a un factor discriminado, por lo que solamente va a estar dispuesto a trabajar en dicho entorno por un salario que compense la situación desagradable o insegura en la que se encontraría: $\pi_i(1 + d_i)$. En el caso de que se tratase de discriminación por género, esta situación puede provocar que el empleador contrate únicamente hombres, o únicamente mujeres para evitar pagar $(1 + d_i)$ a los hombres discriminados (Blau & Winkler, 2018).

2.5. Roles de género

North (1990) define a las instituciones como las obligaciones o requerimientos que forman parte de la interacción entre humanos. En este sentido, los roles de género entran en esta especificación debido a que son una construcción social que se ha reforzado a lo largo de la historia. Estos roles se definen como las expectativas que comparte la sociedad y que se aplican a las personas basadas en el género (Eagly, 1987). Comúnmente en el hogar "se otorga a los hombres la responsabilidad de ser los proveedores económicos de su grupo familiar, mientras que a las mujeres se les adjudica la responsabilidad sobre el cuidado" (Carrasco, 2006 en Lexartza et al., 2019), provocando dos roles en la mujer: ser

cuidador primario, y que el ingreso de la mujer sea visto como un complemento del ingreso masculino, es decir, la segunda fuente de ingresos del hogar, entre otros.

Mellado M. (2019) menciona que este reparto atribuye a la mujer las responsabilidades domésticas y familiares. Esto tiene como resultado que las mujeres inviertan en el hogar casi el triple del tiempo estimado con relación al hombre, limitando su participación en el mercado de trabajo. Estos roles pueden impactar en el mercado laboral debido a que, entre más horas dedique la mujer al hogar, menor será el tiempo que pueda dedicar a un trabajo formal. Dado que, ocupa gran parte de su tiempo en el hogar, la mujer tratará de acoplar estas dos actividades con opciones menos favorables para ella, como, por ejemplo, trabajos con mayor flexibilidad, o de medio tiempo (Blau & Winkler, 2018). Adicionalmente, los roles de género también promueven la categorización de algunos tipos de trabajo como "trabajo de hombres" y "trabajo de mujeres", causando lo que se conoce como división sexual del trabajo.

Por otro lado, dado que en el hogar se considera como secundario a la labor formal de la mujer, el empleador conoce de la alta probabilidad de abandono del puesto de trabajo por razones familiares (mientras que el hombre lo hace mayormente por razones laborales), por lo que presenta reticencia al invertir en las habilidades de las mujeres, generando así una brecha salarial (Blau & Winkler, 2018).

Además de las instituciones existentes alrededor del género, coexisten una serie de penalidades y retribuciones que se asocian al matrimonio y a la maternidad. En el caso de los hombres, el matrimonio representa una retribución positiva debido a que se asume que el matrimonio aporta ciertas características al hombre, como llevarse mejor con los demás, ser más exitoso en el trabajo, etc. además tienen el incentivo de trabajar más horas para provisionar más a su familia, lo que implica un aumento de sus ingresos (Oláh, Kotowska, & Richter, 2018).

Por el contrario, para las mujeres la maternidad representa una penalidad, en el sentido de que ganan menos en comparación a mujeres no madres y hombres.

El motivo de esta penalidad es que las mujeres, debido a los roles de género, tienden a tener menores niveles de experiencia en el mercado laboral. Algo llamativo es que la penalización por maternidad existe incluso para madres con la misma experiencia en el mercado laboral y educación que las no madres (Blau & Winkler, 2018).

Aunque estos patrones se están modificando en el tiempo debido a la diversidad de núcleos familiares, intercambios en los roles, etc., los roles de género tradicionales aún persisten, por lo que es importante entender sus dinámicas para acelerar la generación de cambios. (Oláh, Kotowska, & Richter, 2018). El no considerar como iguales a los hombres y a las mujeres, y sostener que cada uno de ellos debe cumplir con un rol definido, fomenta la discriminación de género, la cual tiene múltiples repercusiones en el mercado laboral. Desde la perspectiva del empleador, la persistencia de este efecto discriminatorio se origina en las asimetrías de información y en los comportamientos esperados entre hombres y mujeres.

2.6. Discriminación estadística

En la práctica los mercados no cuentan con información simétrica y completa, desencadenando una falla de mercado conocida como “asimetría de información”. Esta implica que los agentes poseen diferentes niveles de información, y se generan costos para revelarla. Ante esto, los agentes optan por formar un criterio acerca del comportamiento de la economía y de los individuos partiendo de características observables y la información disponible. Los parámetros en los que se basa este criterio suelen ser sobre las características medias del grupo de interés, como el nivel de productividad en el caso de los empleados, o características culturales como, por ejemplo, religión, raza, apariencia personal o género, entre otras, en el caso de los empleadores (Akerlof, 2005; Autor, 2003; Blau & Kahn, 2017; Grybaite, 2006).

Este planteamiento fue introducido inicialmente por Phelps (1972) e indica que, debido a la falta de información disponible sobre las características del trabajador y/o del empleo, el mercado laboral no funcionará de forma perfecta ni completa. Partiendo del supuesto, que indica que el empleador busca maximizar sus

beneficios esperados, se toma al sexo del individuo como un indicador sobre la información faltante. En otras palabras, la firma va a discriminar en dos casos:

El primero, si considera que existen diferencias entre individuos que se puedan deber netamente a su género, por ejemplo, que las mujeres tienen un menor nivel de calificación, compromiso, o que existe una mayor posibilidad de que abandonen su puesto de trabajo al tener hijos, entre otros, con relación a los hombres. O el segundo, si el costo de revelar la información es demasiado elevado.

Otra posibilidad, es que esta discriminación surja a partir de la experiencia previa y la retroalimentación que obtuvo de dicha experiencia con el grupo en cuestión, o las construcciones sociales como, por ejemplo, el historial salarial o los prejuicios, respectivamente (Blau & Kahn, 2017; Grybaite, 2006).

2.7. Nuevas perspectivas

Existen otros factores conocidos que penalizan a la mujer y se recogen bajo los comportamientos esperados entre hombres y mujeres. Estos representan el tercer pilar de estudio dentro de las teorías de discriminación y evidencian como la percepción de ciertas características afecta el desempeño laboral y, por lo tanto, al salario que perciben las mujeres. La primera hace referencia al comportamiento frente al riesgo, luego se presentará actitudes sociales, de competencia y finalmente capacidades de negociación.

2.8. Aversión al riesgo

Bonin et al. (2006) plantean una teoría alternativa para explicar la brecha salarial, en la que las actitudes de riesgo son un factor asociado determinante. El término "riesgo" hace referencia a temas relacionados con posibles afectaciones que pueden darse en ámbitos como la salud (lesiones o muerte), o a la economía (desempleo y variabilidad de los ingresos). Los individuos más adversos al riesgo tienden a reagruparse en ocupaciones con salarios más estables, que a su vez pagan menos en promedio. Dichos autores logran determinar que los mercados tienen la capacidad de asignar riesgos de forma eficiente, y que existe una correlación positiva entre las actitudes de riesgo y los salarios.

De esta forma, Bonin et al. (2006) toman como argumento base que los puestos de trabajo que son mejores pagados implican un mayor riesgo, y plantean que, como las mujeres tienden a desempeñar el rol de cuidador primario en el hogar, son más adversas al riesgo que los hombres. De esta forma, se explican las brechas de género desde la perspectiva de las actitudes de riesgo. El planteamiento realizado por estos autores es respaldado por varias investigaciones, donde se aproxima que las mujeres tienen una aversión al riesgo de entre 10 y 30% mayor que los hombres Hartog et al., 2002 en Bertrand (2011), y que, además, dicha aversión puede variar a lo largo de la vida. Por su parte, Dohmen et al. (2011) demuestran que ésta aumenta abruptamente entre el final de la adolescencia y los 30, y se mantiene relativamente constante entre los 30 y 55 años y vuelve a incrementar tras esa edad.

2.9. Comportamiento enfocado en la competencia

Otra forma de explicar el diferencial salarial entre hombres y mujeres apunta al alto grado de competencia en las ocupaciones de mayor exposición o remuneración. Distintos estudios, tratan de explicar por qué hay pocas mujeres en esos campos, basándose en el hecho de que las mujeres pueden tener un rendimiento inferior sistemático en relación con los hombres, o simplemente obvian ambientes competitivos, aun siendo de las más competentes (Bertrand, 2011). Este efecto surge desde la niñez y explica que el género femenino prefiere situaciones que no implican un alto grado de competitividad. Dicho comportamiento puede prolongarse durante toda la vida afectando el desempeño (Niederle y Vesterlund, 2007 en Bertrand, 2011)

Si este comportamiento, se traslada al mercado laboral, se obtiene como resultado que las mujeres prefieren no competir por puestos de trabajo, incluso si están mejor preparadas y son más productivas. Bertrand (2011) propone que el comportamiento en competencia de las mujeres puede ser una de las razones por las cuales las mujeres están relativamente subrepresentadas en puestos de trabajo que implican altos niveles de competencia. Niederle y Vesterlund (2007) en Bertrand (2011) argumentan que esto se debe a que tanto hombres como mujeres sobreestiman sus capacidades, pero los hombres lo hacen en mayor

medida; en 2008 los mismos autores complementan su estudio y agregan que esta tendencia en los niveles de competencia se rompen cuando hay un número similar de hombres y de mujeres en el ambiente, debido a que esto genera una sensación de que existe una competencia más específica en el género, lo cual incrementa la competitividad de las mujeres versus los hombres.

Un estudio realizado por Buser et al. (2014) sobre el nivel de competitividad entre estudiantes a la hora de elegir una carrera, demuestra que un 23% de las diferencias en los perfiles de egresados se puede deber a diferencias en los niveles de competitividad ente hombre y mujeres (Blau & Kahn, 2017). Gneezy et al. (2003) realizaron un experimento y concluye que a las mujeres les va tan bien como a los hombres en el escenario del torneo si los grupos son de un solo sexo; por lo tanto, los autores atribuyen la brecha de género en el escenario del torneo al relativo fracaso de las mujeres para rendir a un alto nivel cuando compiten contra hombres.

2.10. Preferencias sociales

De forma paralela, es posible ahondar en el ámbito psicológico y seguir a Bertrand (2011) en el enfoque hacia las preferencias sociales. El autor menciona que las mujeres tienden a tener "una mentalidad más social" al compararlas con los hombres, es decir, una mayor conciencia social. Estas preferencias, se ven reflejadas en un comportamiento: preferencias redistributivas, las cuales podrían ser consideradas como un factor influyente en el salario que perciben las mujeres. Dentro de esta discusión, también se considera que las mujeres pueden preferir apoyar políticas de tendencias redistributivas porque el género femenino tiene mayor probabilidad de beneficiarse de dichas políticas debido a que la media de los ingresos de las mujeres es más baja que la de los hombres.

En efecto, existe gran cantidad de evidencia indicando que las mujeres son más altruistas y prefieren redistribuir en relación con los hombres. Esto se puede analizar desde un punto de vista político, que indica que las mujeres tienden más a votar por políticas redistributivas y gasto de salud. Dado que los autores controlan por características socioeconómicas, sugiere que si puede existir una diferencia de las preferencias sociales entre mujer y hombre (Gathmann, 2009

en Bertrand, 2011). Las mismas, también podrían explicar porque las mujeres son más adversas al riesgo, como planteado anteriormente, o les gusta negociar menos, lo que veremos a continuación (Bertrand, 2011).

2.11. Negociación

Otra forma de explicar los diferenciales salariales tiene su origen en la teoría de la negociación, la cual según Bertrand (2011) puede verse como competencia por la distribución de recursos. Esta visión apunta a la predominancia de los roles de género sobre los intereses individuales de las mujeres hasta tal punto que quienes deciden negociar para su propio beneficio son juzgadas como insistentes o autoritarias (Blau & Winkler, 2018). Sin embargo, el escenario cambia cuando la negociación se realiza a favor de un tercero; en este caso según Bowles et al. (2007) las mujeres tienden a mostrar una mejora significativa en su desempeño porque no sienten que serán juzgadas, al contrario, esta conducta es congruente con los roles de género, en específico con el rol como cuidador primario. Dentro de esta perspectiva, también se hace alusión a que las mujeres pueden sentirse relativamente menos merecedoras de una situación de negociación que implique su propio beneficio, o incluso, que esperen en mayor medida reacciones violentas.

Por último, las mujeres tienen una mayor motivación al negociar por otros debido a que sienten una mayor responsabilidad de hacerlo o se preocupan más por otros que los hombres. Tomando en cuenta todas estas explicaciones, las mujeres no suelen ser los sujetos que inician las negociaciones en especial que tienen que ver con aumentos de salarios, creando una mayor brecha en el momento de ascender en comparación con un hombre (Bertrand, 2011; Blau & Kahn, 2017).

Para entender la perspectiva desde la oferta, es necesario analizar la decisión de participación en el mercado laboral a la que se enfrentan las mujeres.

2.12. Participación de la mujer en el mercado laboral

La participación femenina en el mercado laboral, desde la perspectiva de la oferta de trabajo, es decir, de cómo y cuándo la mujer decide entrar al mercado laboral se determina a través de dos factores principales: los determinantes

estructurales como consideraciones económicas, consideraciones familiares y consideraciones personales individuales de la mujer, y, por otro lado, los determinantes culturales como la ideología o roles de género, su formación y demás determinantes de su contexto. (Mahoney, 1961)

Las consideraciones económicas de la familia, como primer determinante estructural, son fundamentales dado que definen la oferta de trabajo de la mujer de manera inversa en función del ingreso familiar; a medida que el ingreso de la familia (del hombre) sea mayor, menor será la oferta de trabajo de la mujer (Long, 1958). Por su parte, las consideraciones familiares que la mujer realiza son usualmente acerca del tamaño de la familia, porque entre más grande sea, requerirá de mayor disponibilidad de tiempo para el trabajo de cuidado, que usualmente, lo realiza la mujer (Lansing & Morgan, 1955). Y finalmente las consideraciones personales, que recaen en la composición familiar, es decir, la disponibilidad de otro adulto en la familia que se haga cargo del trabajo del hogar, en la edad de la mujer, su nivel de educación, etc. Es decir que se enfrentan a una tercera decisión que engloba, por ejemplo, “estudiar o no, qué estudiar, incorporarse plenamente al mercado laboral o solo parcialmente, dedicarse o no al hogar, entre otros” (Becker, 1971; Martínez et al., 2015).

Ahora, el determinante cultural clave será la actitud de la mujer ante los roles de género debido a que “una mujer que presente actitudes liberales (feministas) va a tener mayor probabilidad de entrar al mercado laboral porque va a percibir la injusticia de la división de trabajo y va a ir tras una división justa.” (Herrera Tapia, 2021). De forma general, este determinante dependerá enteramente de la percepción que tenga la mujer de sí misma y del rol que debería desempeñar su género en el mercado. Y en este sentido, debido a los roles de género y al patriarcado, que distingue distintos empleos según el género, la fuerza laboral femenina se percibe como secundaria.

Esto significa que se ocupa cuando el hombre no puede cumplir con la responsabilidad total de proveedor por causa de factores como desempleo, enfermedad, un ambiente de crisis económica, o cuando no existe una figura masculina en el hogar. Dado esto, la participación de las mujeres en el mercado

laboral también tendría un tinte secundario justificado mediante las trayectorias aleatorias que ocurrirían cuando el hombre no pueda ejercer plenamente su rol de proveedor, la poca valorización de su trabajo y de su realización como mujer (Abramo et al., 2004).

2.13. Brechas salariales de género no constantes

Las teorías que se han analizado hasta el momento explican la existencia de la brecha salarial de género desde un punto de vista general, es decir, en promedio. Sin embargo, el punto neurálgico de esta investigación es demostrar que el diferencial de ingresos entre hombres y mujeres tiene un comportamiento que no es constante a lo largo de la distribución del ingreso. Es decir, que la brecha salarial de un mismo período se ampliará o contraerá en función del nivel de ingresos que se considere. A continuación, nos enfocaremos en explicar tal hecho.

En primer lugar, la presencia de una mayor brecha salarial en la parte inferior se puede relacionar con la presencia de distintos eventos como, por ejemplo, segregación laboral, overcrowding, pisos pegajosos o rol secundario de la mujer, que se presentó en la sección previa.

2.13.1. Segregación laboral y modelo de aglomeración (Overcrowding)

Cuando prevalece la idea de que existen “ocupaciones de hombres” y “ocupaciones de mujer” y si los gustos por discriminar son fuertes, las mujeres pueden verse excluidas de ciertos sectores (Blau & Kahn, 2017). Esto se conoce como segregación laboral y su relación con los ingresos se puede analizar mediante el modelo de aglomeración de Bergman (1974). Según Gross (1968) en Peñas (2002), el concepto de segregación laboral de género implica que hombres y mujeres realizan distintas actividades, independientes las unas de las otras por lo que se puede hablar de dos fuerzas laborales distintas.

El modelo de aglomeración indica que, si existe segregación laboral entre mujeres y hombres con características similares, los salarios correspondientes a cada uno se determinarían mediante la interacción de la oferta y demanda en

cada uno de esos sectores. Si la oferta de trabajo es inferior a la demanda, el salario será relativamente mayor a cuando la oferta supere a la demanda. Y dado que las mujeres se encuentran excluidas de ciertas áreas, su oferta de trabajo se aglomera en las pocas restantes. Para que esto se produzca dentro de cada uno de los sectores, debe existir un gusto por discriminar, ya que de otra forma hombres y mujeres son sustitutos perfectos el uno del otro y un salario único debería reflejar eso (Grybaite, 2006; Solberg & Laughlin, 1995).

La segregación laboral puede aplicarse de forma horizontal, distintos empleos según el género, es decir que “se asigna a las mujeres en áreas de conocimiento de carácter secundario, con menor prestigio laboral y por tanto peor pagado” (Sepúlveda et al., 2012). Según Heinze (2012), la misma explica la brecha en el extremo inferior de la distribución del ingreso. En este sentido, las mujeres suelen ubicarse en ocupaciones o puestos de trabajo donde los salarios son menores, los retornos a la inversión en capital humano son bajos, y donde la penalidad por abandonar el puesto de trabajo es menor. Esto se deriva, directamente de la división sexual del trabajo en donde las mujeres son las responsables del cuidado (Blau & Kahn, 1999; Kassenboehmer & Sinnning, 2014).

Kassenboehmer & Sinnning (2014) encuentran que los cambios en el nivel educativo explican la reducción en la brecha salarial en la parte superior de la distribución del ingreso, en lo que concierne a la parte inferior son los cambios en el historial laboral. A la par, Buchinsky (1998) asevera que los individuos con menor calificación van a quedarse en los cuantiles más bajos de la distribución del ingreso, mientras que sucede lo contrario para personas que han accedido a una mayor calificación, y cada grupo va a tender a experimentar cambios desde su nivel de ingresos.

2.13.2. Pisos pegajosos

El concepto de pisos pegajosos describe a la situación involuntaria en la que las mujeres tienden a encontrarse al ingresar al mercado laboral, ubicándose en la parte inferior de los rangos salariales, incluso cuando tanto hombres como mujeres con características idénticas apuntan a un mismo rango salarial (Booth, Francesconi, y Frank (2003) en Arulampalam et al., 2007). En este sentido, a las

mujeres que se encuentran en la parte inferior de la distribución del ingreso les resulta muy difícil salir de este “piso pegajoso” debido a la carencia en oportunidades de capacitación y ascenso laboral y la falta de apoyo a los cuidados, los cuales son elevados (Ardanche & Celiberti, 2011). De forma técnica, para Arulampalam et al. (2007) este efecto ocurre cuando la diferencia entre el cuantil 0,10 y 0,25 es significativa, en cambio Carrillo et al. (2013) hacen referencia a este término cuando la brecha salarial de género es más amplia en el cuantil 0,10 versus el cuantil 0,50.

De manera opuesta, la existencia de una mayor brecha salarial entre hombres y mujeres en la parte superior de la distribución del ingreso se respalda en la presencia de segregación vertical conocida como “techos de cristal”.

2.13.3. Techos de cristal

Este concepto se le asigna al “conjunto de barreras sutiles que muchos creen que impiden a las mujeres y minorías alcanzar los escalones superiores de las empresas” (Blau & Winkler, 2018). También indica un predominio masculino en las ocupaciones más importantes, mejor remuneradas o de mayor prestigio (Grybaite, 2006), en otras palabras, existe “escasa representatividad de las mujeres en las categorías profesionales en la justa proporción que les correspondería, de tal manera que se concentran en las categorías laborales inferiores, con peor salario” (Sepúlveda et al., 2012). Técnicamente, se asume la existencia de estos techos de cristal cuando la brecha salarial de género es más amplia en el extremo superior, es decir, el cuantil 0,90, en comparación con el cuantil 0,50 (Carrillo, Gandelman, & Robano, Sticky floors and glass ceilings in Latin America, 2013). O si existe una diferencia significativa entre el cuantil 0,90 y los demás cuantiles (Arulampalam et al., 2007).

Desde la perspectiva del género, este fenómeno se origina a partir de la posibilidad que los ascensos tengan un sesgo. Esto generaría que, no se distribuyan de forma heterogénea entre hombres y mujeres, provocando una limitación en el acceso a altos salarios, o que simplemente las mujeres reciban menores salarios en comparación con los hombres (Böheim et al., 2013). En otras palabras, debido a mecanismos discriminación, existe un limitante hacia

las mujeres con mayores niveles educativos a ocupar puestos importantes dentro de una organización (Ardanche & Celiberti, 2011).

Varios autores argumentan, que a medida que las mujeres se encuentren en cuantiles más altos de la distribución del ingreso, van a tender a sufrir una mayor discriminación, y consecuentemente, la brecha se amplíe a medida que se aproxime más al extremo superior de la distribución (García et al., 2001; Kuhn, 1987). Es importante mencionar que “estos factores operan desde el mismo momento de inicio de la carrera profesional, en el proceso de selección, y persisten hasta alcanzar el punto más alto de una organización” (Sepúlveda et al., 2012).

La existencia de uno, o de los dos casos, representa una limitación hacia las mujeres en el mercado laboral y el potencial desempeño que podrían llegar a tener que va más allá de la decisión inicial de la mujer de ofertar su trabajo y participar en el mercado laboral. Estas limitaciones toman distintas formas, provienen de la demanda de trabajo, y después de todo, lo que hace es describir y reflejar la ausencia de homogeneidad a lo largo de la brecha en la distribución del ingreso. Esto refuerza la necesidad del estudio de diferenciales salariales no solamente en la media para poder ampliar la perspectiva con respecto a esta temática, y proponer cambios estructurales a nivel de política pública y privada (Ardanche & Celiberti, 2011).

2.14. Evidencia empírica

La evidencia encontrada en la literatura sugiere la existencia de brechas salariales de género que son distintas en función del cuantil que se observa; además las brechas medidas por cuantiles son sustancialmente distintas al diferencial promedio entre hombres y mujeres. Algunos autores como Gardeazabal & Ugidos (2005) indican que existen diferencias cuantitativas importantes en los retornos a las variables medibles en función del punto de la distribución del salario que se estudie. Además, al analizar la discriminación, en términos absolutos, esta aumenta al incrementarse el salario, pero su nivel más alto ocurre en los cuantiles bajos de la distribución del salario. Esto evidencia la presencia de pisos pegajosos, se presentarán algunos ejemplos a continuación.

En Alemania las mujeres ganan en promedio 23,5% menos que los hombres, y dentro de un análisis por cuantiles, la brecha salarial de género es visiblemente mayor en la cola inferior de la distribución salarial que en la cola superior (Heinze, 2012). Asimismo, en el caso de Filipinas, se encuentra que el diferencial de ingresos por género varía: en el cuantil más bajo de la distribución de ingresos, los hombres ganan aproximadamente un 50% más que las mujeres, mientras que en el cuantil superior las mujeres ganan significativamente más que los hombres (Sakellariou, 2004). Finalmente, en Europa se realizó una investigación con enfoque en las familias, y se concluyó que la brecha salarial de género está presente y es positiva en todos los países, pero en países mediterráneos se evidencia una brecha de género que se amplía en la parte inferior de la distribución, es decir, las esposas sufren el efecto de piso pegajoso (Nicodemo, 2009).

Por otro lado, cuando la discriminación es más fuerte en la parte superior de la distribución, se introduce el efecto techos de cristal. En una investigación realizada para España que hace una distinción entre niveles de educación (altos y bajos), encuentra que para el grupo de altos niveles educativos la brecha de género está aumentando a lo largo de la distribución, lo que significa que se encuentra el efecto techo de cristal. En cambio, para el grupo de niveles educativos bajos, como en muchos otros países, se encuentra una tendencia decreciente en la brecha a medida que se acerca a cuantiles más altos. Este último es un hallazgo que contradice a la literatura, sin embargo, el autor, a través de estadísticas, encuentra una tendencia similar en otros países del sur de Europa, como Grecia o Italia (De la Rica, Dolado, & Llorens, 2008).

Otro estudio realizado en los Países Bajos, indica que existe una brecha salarial de género promedio de un 20% y que incrementa al trasladarse a la parte superior de la distribución del ingreso, causando un techo de cristal. Esto se debe a que los retornos a las características de los individuos son distintos (Albrecht et al., 2004). El mismo autor encuentra un resultado similar al enfocar su investigación en Suecia, por ejemplo, existen retornos similares a la educación hasta el primer cuartil, luego de ese punto, los hombres se benefician con mayores retornos para cualquier nivel educativo (Albrecht et al., 2003).

En el caso colombiano, se sugiere que la brecha salarial aumenta en consonancia con la escala salarial, es decir que, si se considera la población promedio, la brecha es del 12%, mientras que la brecha aumenta al 15% cuando se consideran los salarios más bajos que reciben el 10% de los individuos mejor pagados (hombres y mujeres) (Galvis, 2010). Para México, así como para buena parte de América Latina, incluyendo a Chile y Uruguay, la brecha salarial de género presenta una conducta asociada a los dos efectos al mismo tiempo: pisos pegajosos y techos de cristal (Arceo-Gómez & Campos-Vázquez, 2014; Borraz & Robano, 2010; Perticará & Astudillo, 2009).

Finalmente, Card et al. (2015) y Sorkin (2017) encuentran evidencia de que, un parte considerable de la brecha salarial de género se explica por la presencia de segregación laboral. En el caso de Card et al. (2015), encuentra que para Portugal aproximadamente un 15% de la brecha salarial entre hombres y mujeres se debe a la segregación, además las mujeres tienen una mayor probabilidad de trabajar en empresas de menores retribuciones salariales. En el caso de Estados Unidos, este acontecimiento explica un 25% del diferencial de género y se da principalmente porque las mujeres enfrentan distintas oportunidades a pesar de tener las mismas referencias en comparación con los hombres (Sorkin, 2017).

3. CONTEXTO

En esta sección se sistematizan las principales estadísticas sobre el mercado laboral ecuatoriano, principalmente para personas asalariadas y con un enfoque en el género. Para iniciar, es importante diferenciar los términos PET y PEA; el mercado laboral se compone de las personas en edad de trabajar (PET), las cuales se subdividen en la población económicamente inactiva (PEI) y activa (PEA). La Figura1 presenta la composición de la PEA, en el periodo de estudio 2007 - 2017. Primeramente, se observa que en todo el periodo analizado la proporción de mujeres en la PEA es inferior a la de los hombres.

En promedio, las mujeres representan el 40% de la población económicamente activa, esto denota una diferencia de 20 puntos porcentuales versus el porcentaje de los hombres que es de 60%. Al analizar, detalladamente este

diferencial, se observa que disminuye a partir de 2013, y su valor promedio es del 17,5%. La razón principal de este suceso se debe a un aumento de la cantidad de mujeres en la PEA correspondiente a 3 puntos porcentuales (p.p.). En total la Población económicamente activa de mujeres crece en 2 puntos porcentuales, entre 2007 y 2017.

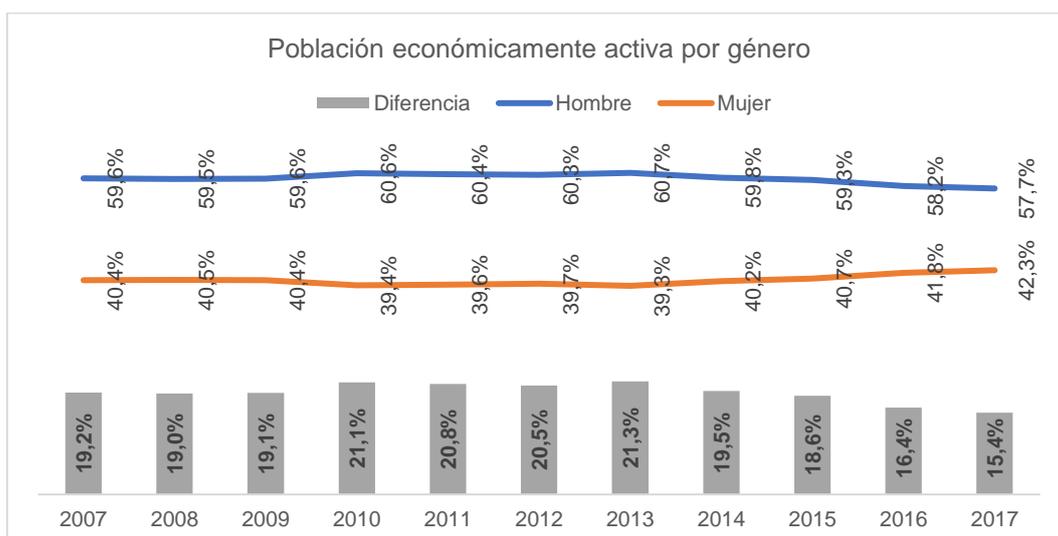


Figura 1: Población Económicamente Activa (PEA) por género entre 2007 y 2017
Tomado de: INEC

En segundo lugar, la desagregación de la población económicamente activa presenta las personas empleadas y desempleadas, junto con sus respectivas subclasificaciones. La Figura 2 muestra seis indicadores laborales distinguidos por género para los años 2007 y 2017. Los individuos asalariados se encuentran dentro de la categoría de empleo adecuado, representada por las barras de color azul oscuro. El “Empleo adecuado” ocupa la mayor porción de la PEA con un 50% en promedio para los hombres y 32,4% para las mujeres evidenciando una diferencia de alrededor de 17,6%.

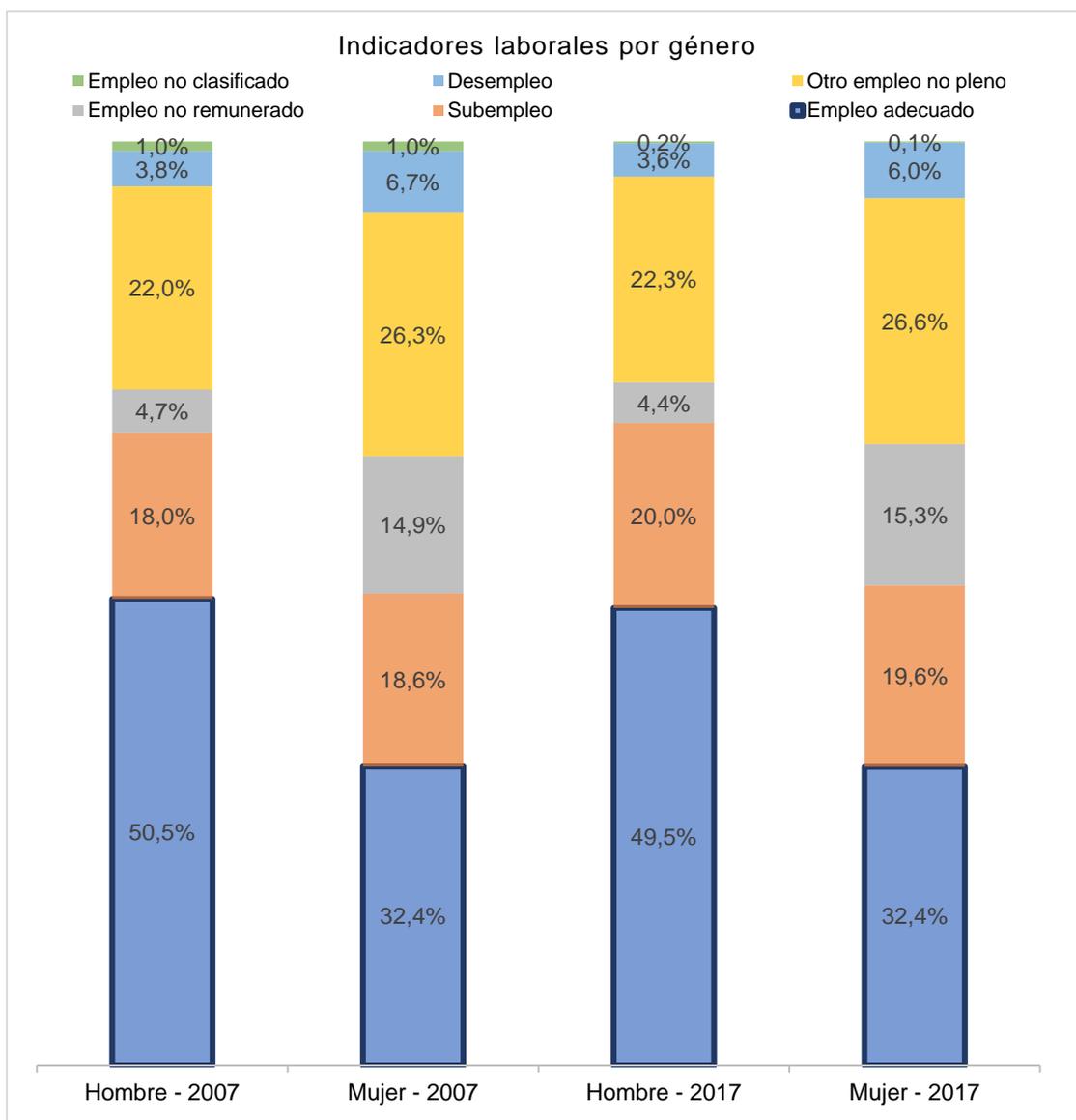


Figura 2: Indicadores laborales por género en Ecuador
Tomado de: INEC

La variación del empleo adecuado tanto para hombres como mujeres entre 2007 y 2017 es mínima, con una reducción del 1% en el caso de los hombres. Esto muestra la relevancia de analizar las otras categorías de la PEA. En efecto, en el caso de los hombres, la reducción del empleo adecuado se traduce en un aumento del “Subempleo” y “Otro empleo no pleno”, en 2 y 1 p.p., respectivamente. En cambio, para las mujeres, la suma de las categorías fuera de “Empleo adecuado” representa el 67,60%, siendo “Otro empleo no pleno” la

más importante. Cabe puntualizar que el desempleo para las mujeres y hombres disminuyó en promedio en 0,45 p.p. entre 2007 y 2017.

Dado que, las mujeres se concentran en su mayoría en la categoría de “empleo no pleno”, es relevante analizar la distribución del tiempo entre hombres y mujeres. En la Figura No. 3 se observa que los hombres son quienes dedican, en promedio, mayor parte de su tiempo al trabajo remunerado en comparación con las mujeres. Independientemente del enfoque que se utilice, según los datos que arroja la Encuesta de Uso del Tiempo realizada en el año 2012 por el INEC, el hecho de ser hombre, vivir en el área urbana, no pertenecer a una minoría étnica, ser casado y contar con un nivel de educación medio, contribuye a una mayor colocación del tiempo hacia el trabajo remunerado en comparación al tiempo de trabajo remunerado, y bajo los mismos supuestos, para las mujeres. Esta misma encuesta refuerza lo mencionado al indicar que “las mujeres destinan en promedio cuatro veces más tiempo al trabajo no remunerado que los hombres” (Valle, 2018).

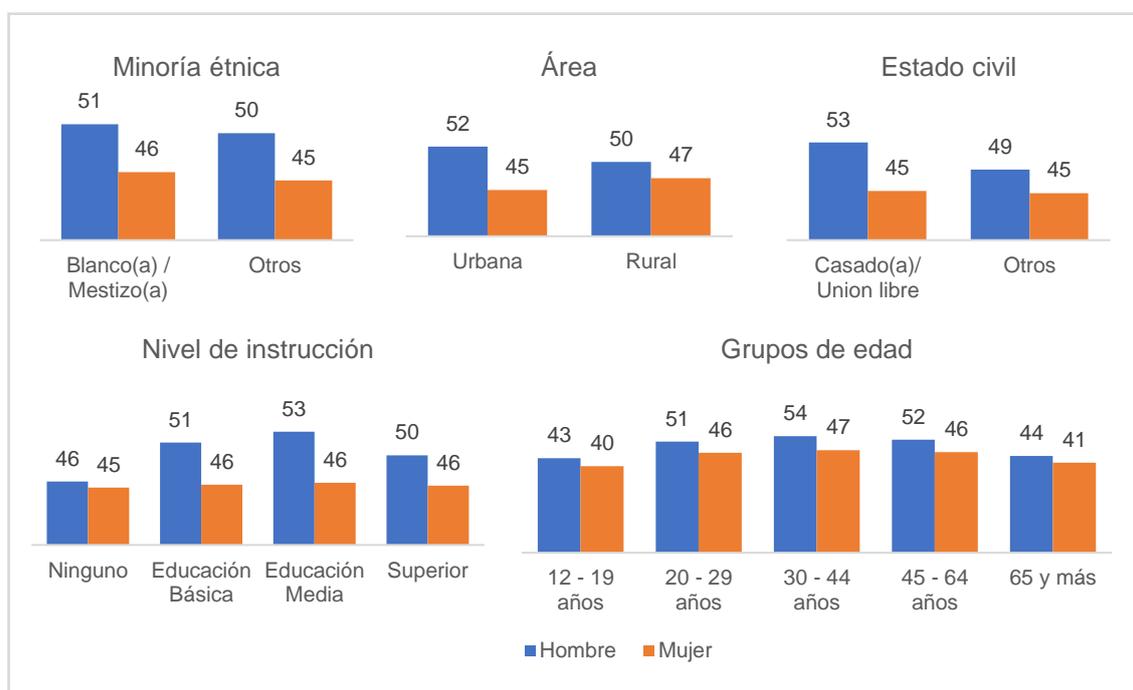


Figura 3: Horas promedio a la semana que participan hombres y mujeres ocupados de 12 años y más, en trabajo remunerado por sexo, según área, etnia, estado civil, nivel de instrucción y grupos de edad en 2012.

Tomado de: INEC

Tomando en cuenta lo anterior, es necesario indagar también en las diferencias salariales por género. En este sentido, la Figura 4 presenta la evolución del salario promedio para mujeres y hombres según los años de educación promedio. En el mismo, es posible observar que el nivel educativo del hombre y de la mujer tienen un comportamiento similar, y mantienen una tendencia creciente al igual que el nivel salarial. Sin embargo, a pesar de contar con niveles similares de educación, en la mayoría de los años, el salario promedio de la mujer es inferior al salario promedio de los hombres.

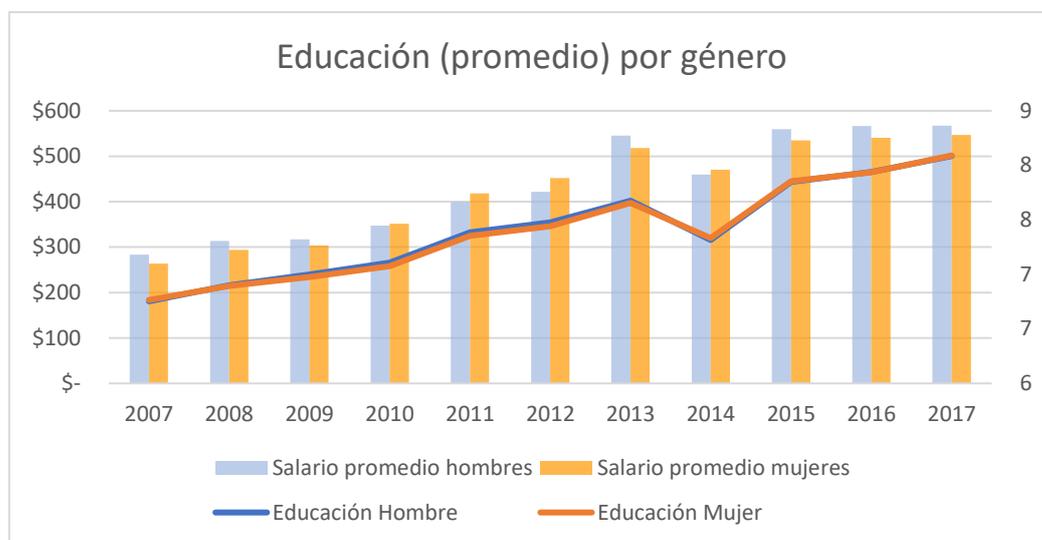


Figura 4: Educación promedio por género
Tomado de: INEC

Además, se debe tomar en cuenta que podrían existir diferencias salariales entre hombres y mujeres al considerar otras variables como el área, estado civil o minoría étnica. En la Figura 5 se distingue que tanto hombres como mujeres que residen en áreas urbanas perciben en promedio un salario mayor que aquellos individuos que viven en el área rural. A pesar de esto, en casi todos los años entre 2007 y 2017, los hombres en el área urbana ganan más que las mujeres tanto del área urbana como del área rural.

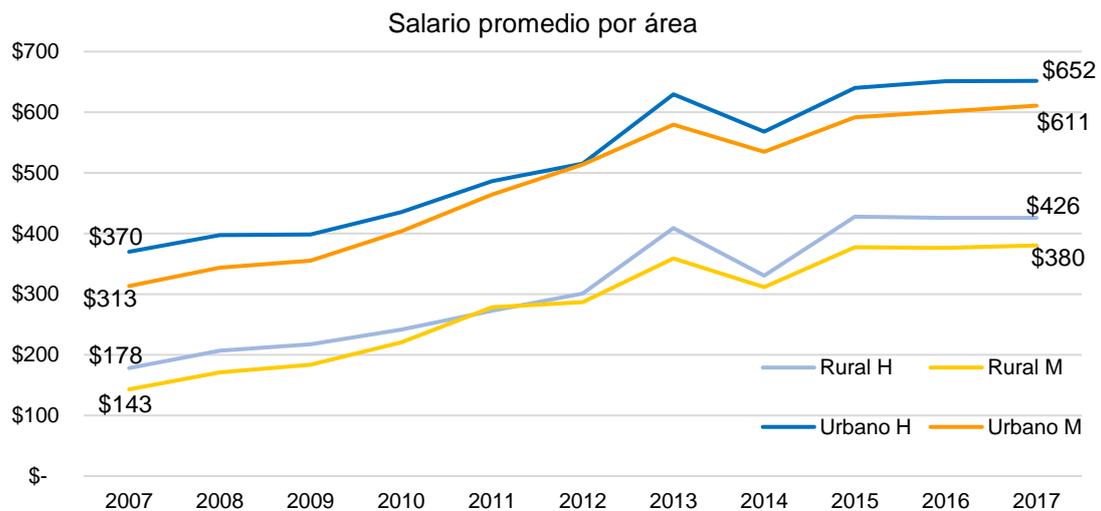


Figura 5: Salario promedio según área.
Tomado de: INEC

En la Figura 6 se muestra que hombres y mujeres “Blancos/Mestizos” reportan en promedio recibir un mayor salario en comparación a quienes pertenecen a una minoría étnica. Para el año 2013, la diferencia salarial entre “Blancos/Mestizos” y los individuos que se autoidentifican como parte de una minoría étnica, llega a su nivel máximo; es decir que en este año la brecha fue mayor en \$360 a favor de los hombres. De forma similar, se analiza el salario promedio de las mujeres “Blancas/Mestizas” y se obtiene un comportamiento idéntico que resulta en un diferencial de \$193 a favor de las mujeres que no se autoidentifican “Minorías” en comparación con hombres y mujeres en general.

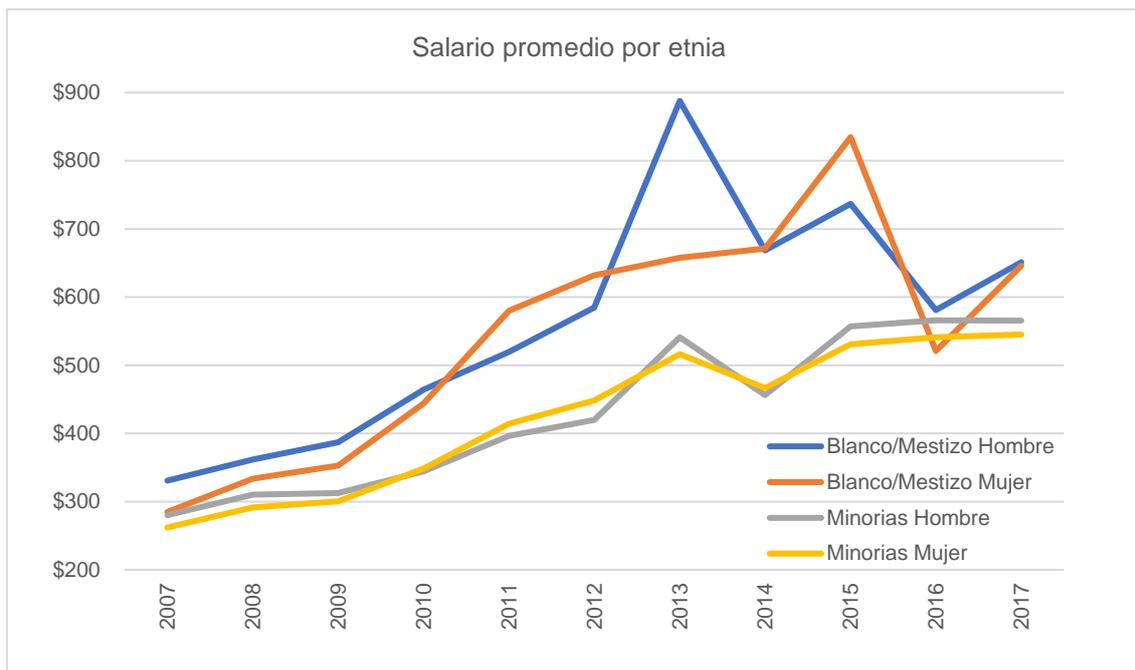


Figura 6: Salario promedio según etnia.
Tomado de: INEC

De manera complementaria, en la Figura 7 se evidencia que, en general, ganan un mayor salario los hombres y las mujeres cuyo estado civil es “casado o en unión libre” en comparación con quienes no lo están. En promedio dicha diferencia es de \$23,34, no obstante, al analizar la brecha para la categoría que considera a individuos que no estén casados ni en unión libre, es decir: Soltero, divorciado, viudo, etc. (denominada “Otro”), esta es positiva hacia las mujeres. Puntualmente, las mujeres que no están casadas o unidas tienden a ganar en promedio \$52 más que los hombres de mismas características.

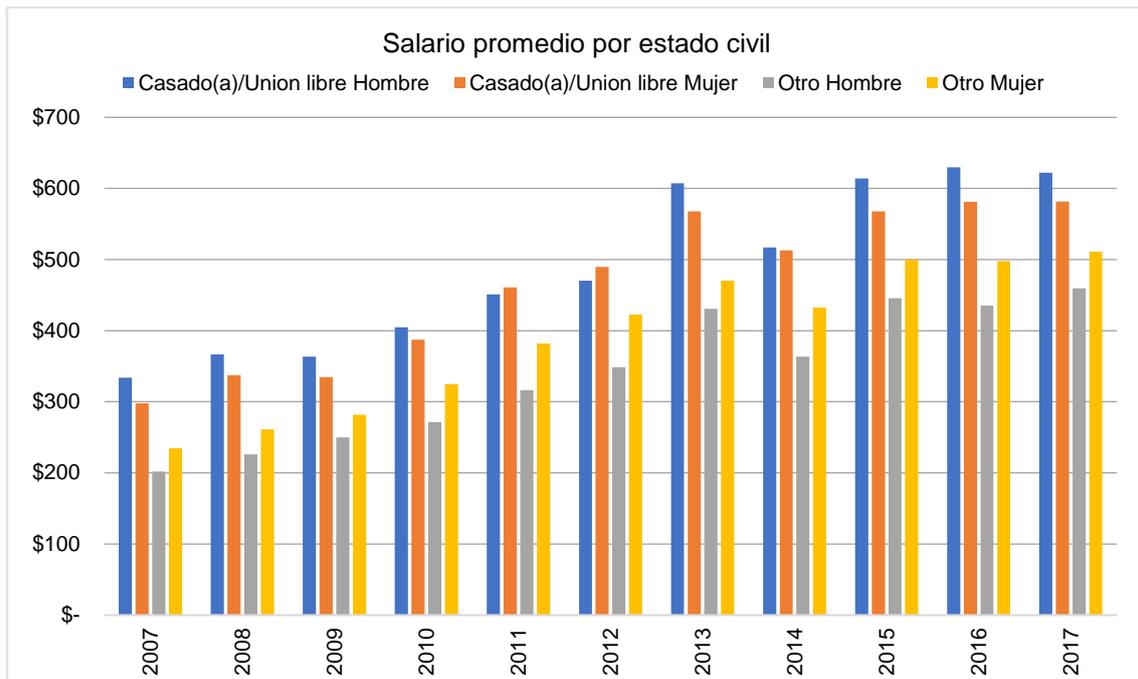


Figura 7: Salario promedio según estado civil
Tomado de: INEC

Por otro lado, también es importante estudiar la composición de los sectores¹ de la economía según el sexo. Esta información se encuentra en la Figura 8 donde se visibiliza que existe una mayor representatividad de hombres en todos los sectores, en comparación con las mujeres, especialmente en el sector primario. Sin embargo, esta diferencia se minimiza en el caso del sector terciario, en donde, en promedio, la participación de hombres y mujeres tiende a ser más pareja, con solo 10 puntos p.p. de diferencia entre ambos géneros en comparación con 34 p.p. y 25 p.p. en el sector primario y secundario, respectivamente. Cabe recalcar que este último sector abarca la prestación de servicios.

¹ Existen tres sectores principales en la economía ecuatoriana: Sector Primario: Agropecuario y minero; Sector Secundario: Transformación de las materias primas en productos manufacturados; Sector Terciario: Producción de bienes y prestación de servicios



Figura 8: Composición de los sectores de la economía según sexo
Tomado de: INEC

Finalmente, se desagrega el valor promedio del diferencial de ingresos entre hombres y mujeres con un promedio simple (sin controlar por ninguna variable)

por quintiles. Como se muestra en la Figura 9, la brecha salarial de género no tiene un comportamiento constante, en 2007, la misma varía entre el 32% y 42%, en donde los quintiles 3, 4 y 5 se encuentran hacia el imite inferior. En cambio, para 2017, el rango de variación aumenta alrededor de 12 p.p., incrementando la dispersión entre quintiles. Sin embargo, los quintiles 1 y 2 siguen manteniendo altas tasas de disparidad, 42,4% en 2017, que en promedio son constantes dentro del periodo analizado.

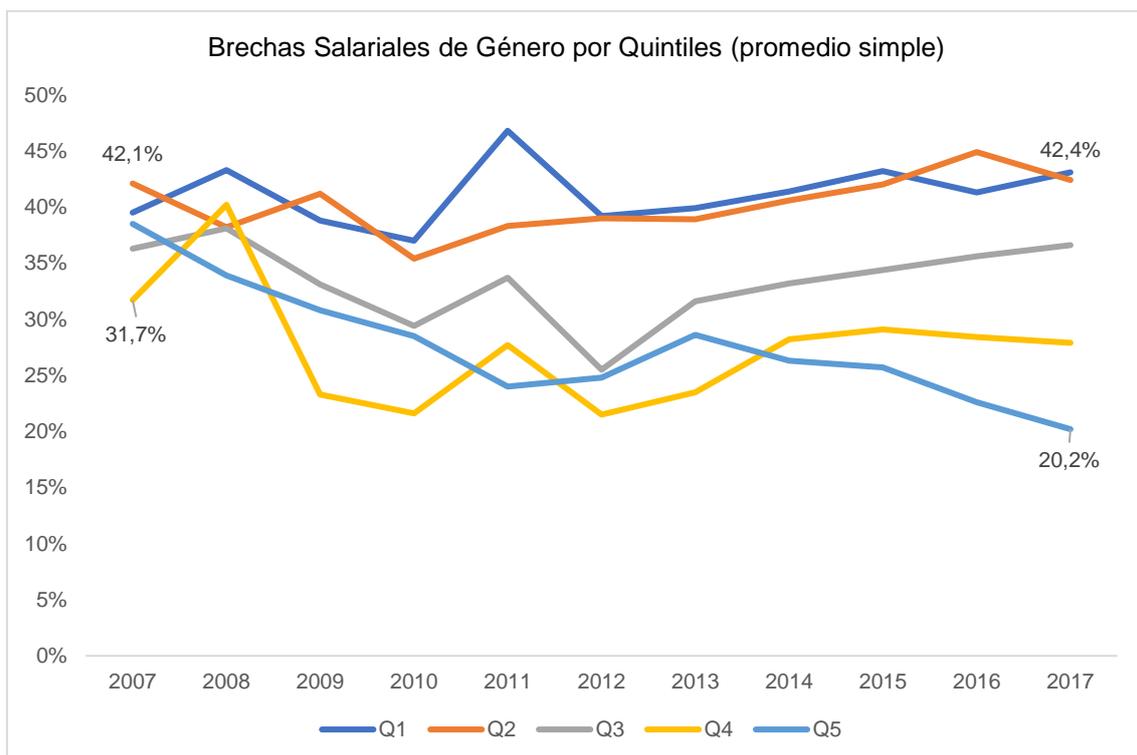


Figura 9: Evolución de las brechas salariales de género por quintiles (promedio simple)
Tomado de: INEC

4. METODOLOGÍA

La propuesta metodológica aplicada en el presente estudio, para evidenciar que el comportamiento de la brecha salarial de género a lo largo de la distribución del salario no es constante, es una regresión por cuantiles. Este modelo calcula la amplitud de la brecha salarial entre mujeres y hombres en distintos puntos de la distribución del ingreso salarial (0,10, 0,25, 0,50, 0,75 y 0,90) para cada uno de los años considerados dentro del periodo 2007 - 2017. En este apartado se

presenta la fuente de datos y la muestra con la cual se va a realizar las estimaciones, se describe detalladamente la metodología, las variables y los procedimientos aplicados a cada una de ellas antes de finalizar con la interpretación de los resultados obtenidos.

4.1. Datos

Dado el objetivo de esta investigación los datos utilizados se obtuvieron de la Encuesta Nacional de Empleo Desempleo y Subempleo (ENEMDU), realizada por el Instituto Nacional de Estadística y Censos de Ecuador (INEC). Esta encuesta tiene como objetivo: “Proveer de información sobre la actividad económica y las fuentes de ingresos de la población” (INEC, 2020), resultando particularmente útil en el estudio de la brecha salarial de género. Los datos de esta encuesta se construyen de forma trimestral y semestral (marzo, junio, septiembre y diciembre). Para el presente estudio, se toman los datos de las encuestas a personas realizadas en el mes de diciembre para cada uno de los años del periodo analizado, es decir que se cuenta con cortes transversales de la encuesta realizada en el último mes para cada uno de los años entre 2007 y 2017.

La población objetivo de esta encuesta son las personas económicamente activas (PEA), con mínimo 15 años. Inicialmente, la base de datos cuenta con 995.609 observaciones, sin embargo, dado que la población objetivo de este trabajo son las personas asalariadas, la muestra se reduce a 228.610 observaciones, de las cuales nos interesan únicamente los individuos que reportan ser empleados privados, públicos y tercerizados, reduciendo nuestra muestra a 152.536 datos. Se escogió únicamente al rubro de asalariados para contar con una muestra poblacional con rasgos semejantes (Mayer F. & Cordourier R., 2001).

Por lo tanto, se procede a eliminar de la muestra a jornaleros o peones y empleados domésticos porque en estas categorías de asalariados existe una polarización del trabajo por género. El rubro de jornaleros está compuesto en un 88,51% por hombres y la categoría de empleado(a) doméstico en un 95,14% por mujeres. Finalmente, se toma a los individuos cuya edad oscila entre los 18 y 65

años para evitar el efecto del trabajo infantil (Naciones Unidas, 2021), al igual que excluir a las personas jubiladas (Gobierno Nacional, 2021), dado que estos grupos tienen dinámicas diferentes. En consecuencia, la muestra final cuenta con 147.534 asalariados que reportan ser empleado de gobierno, empleado privado y empleado tercerizado con edades entre 18 y 65 años.

4.2. Método

4.2.1. Regresión por cuantiles

La literatura acerca de los diferenciales salariales es extensa, sin embargo, el enfoque predominante se concentra en la brecha promedio. Con el paso del tiempo la brecha promedio se ha reducido pero una fracción importante persiste (Heinze, 2012). En el contexto actual, los estudios sugieren una revisión de las brechas salariales de género más allá de la media, dado su complejidad y la existencia de incertidumbre sobre la influencia desigual de algunas variables exógenas sobre la distribución condicional de la variable dependiente (Araújo Freitas, 2015; Heinze, 2012; Sakellariou, 2004).

En este sentido, Arulampalam et al. (2007) argumentan que estimar la brecha salarial entre mujeres y hombres en su punto medio puede crear una imagen simplista -y- errónea de cómo difiere el salario entre ambos género por lo cual es necesario estudiar la brecha en varios puntos de la distribución del ingreso, lo que se sustenta en la metodología utilizada por distintos autores como Böheim et al. (2013), Buchinsky (1994), Buchinsky (1998) entre otros.

Con estos antecedentes, y dado el objetivo de la investigación, el método adecuado para estudiar el comportamiento de la brecha salarial en distintos puntos de la distribución del ingreso es la regresión por cuantiles (RC). Este método desarrollado por Koenker y Bassett (1978) permite entender el comportamiento de la distribución condicional de la variable resultado, que en este estudio corresponde al logaritmo natural del salario, en función de un conjunto de variables independientes (Mayer F. & Cordourier R., 2001; Zamudio C., 2001).

La intuición anclada a esta metodología indica que si Y_i es una variable aleatoria continua, la solución respecto al cuantil condicional θ , $0 < \theta < 1$, depende de un conjunto de regresores (X_i) y de un vector de parámetros por estimar (β_θ):

$$Quant^\theta(Y_i|X_i) = X_i\beta_\theta$$

Dado que las variables explicativas se encuentran en función del cuantil estimado, las mismas pueden afectar de forma distinta al ingreso en función del punto de la distribución analizado (Zamudio C., 2001).

Luego, para cuantificar los cambios de los regresores en la variable resultado, la regresión por cuantiles minimiza el valor absoluto del error y lo pondera por pesos asimétricos en función del cuantil seleccionado: $(1 - \theta)$ por sobre predicción y (θ) por sub-predicción. Los pesos $(1 - \theta)$ y (θ) corresponden a los valores que se encuentren a la derecha e izquierda del cuantil estudiado, respectivamente (Cameron et al., 2009; Zamudio C., 2001).

$$Q(\beta_\theta) = \sum_{i:y_i \geq x'_i\beta} \theta |y_i - x'_i\beta_\theta| + \sum_{i:y_i < x'_i\beta} (1 - \theta) |y_i - x'_i\beta_\theta|$$

Donde:

$Q(\beta_\theta)$: Beta del cuantil θ -ésimo

$|y_i - x'_i\beta_\theta|$: Valor absoluto del error

θ y $(1 - \theta)$: Pesos asimétricos

La aplicación de esta metodología es relevante pues, ayuda a entender y comparar los distintos coeficientes cuantílicos según el género, condicionados bajo el mismo conjunto de regresores. Además, permite intuir la parte no observable de la brecha salarial entre hombres y mujeres (Heinze, 2012). En otras palabras, se analizan estos cambios en términos de posición, dispersión o simetría por lo que este método es robusto a valores atípicos. Además, la regresión por cuantiles no asume ninguna condición sobre la distribución del error siendo útil para modelar datos con distribuciones condicionales heterogéneas o que no cumplen con el supuesto de homocedasticidad.

Si se compara con mínimos cuadrados ordinarios (MCO), metodología que asume una distribución de los errores normal, la presencia de heterocedasticidad en la muestra resultará en estimadores ineficientes, ya que la varianza de los errores no es constante ni mínima. Adicionalmente MCO, se enfoca únicamente en la media, calculando el valor esperado (E) de la variable dependiente (y) dado un conjunto de regresores (x): $E(y|x)$, y minimizando la sumatoria del error al cuadrado, $\sum_i e_i^2$. Por lo tanto, este método no permite capturar las demás tendencias presentes en la distribución de la variable resultado aunque captura un promedio con controles (Cromley et al., 2012; Mayer F. & Cordourier R., 2001; Zamudio C., 2001).

4.2.2. Errores Bootstrap

Anteriormente se mencionó que la regresión por cuantiles no asume ninguna condición sobre la distribución de los errores, esto hace necesario la aplicación de un método que permita normalizar su distribución. Este procedimiento se conoce como Bootstrap, y consiste en un re-muestreo aleatorio de la muestra original múltiples veces. En las distintas muestras creadas se permite que las observaciones se repitan, es decir, el re-muestreo se realiza con reposición. Por lo tanto, aplicar un proceso de bootstrapping permite crear una distribución normal estándar de los errores y hacer inferencia estadística (Feng et al., 2011; Hall & Wilson, 1991; Hesterberg et al., 2003).

Teóricamente, el método Bootstrap construye una base de datos con k muestras calculadas a partir de la muestra original, lo que permite calcular el error estándar mediante la siguiente formula:

$$\widehat{se} = \left\{ \frac{1}{k-1} \sum (\hat{\theta}_i - \bar{\theta})^2 \right\}^{1/2}$$

Donde, $\hat{\theta}_i$ es el estadístico calculado mediante la i -ésima muestra bootstrap (Hall & Wilson, 1991)

La utilidad del bootstrapping en regresión por cuantiles se justifica por lo que este método no asume una distribución normal de los errores, como mencionado previamente. Su aplicación asigna una distribución normal a los errores, lo que

asegura resultados consistentes (Singh & Xie, 2010). Buchinsky (1994), utiliza este método con el fin de obtener estimaciones robustas para la matriz de covarianzas asintótica de las estimaciones cuantílicas. Asimismo, otras de las ventajas que se tiene al calcular los errores estándar a través de bootstrap, son que este es un proceso automático, no requiere de inferencias teóricas, no se fundamenta en resultados asintóticos, se logra normalizar una distribución, y se puede aplicar a casi cualquier procesamiento, sin importar qué tan complicado sea (Irizarry, 2005).

4.3. Modelo

4.3.1. Ecuación de Mincer

Para analizar cómo la condición de ser mujer afecta el salario que recibe un individuo provocando una brecha salarial de género, se partirá de una ecuación tipo “minceriana”, planteada por primera vez por Mincer y Polachek (1974). Esta ecuación describe la relación existente entre el capital humano y los ingresos de la siguiente forma:

$$\ln(\text{Ingreso})_i = \beta_0 + \beta_1 \text{años de educación} + \beta_2 \text{experiencia} + \beta_3 \text{experiencia}^2 + \varepsilon_i$$

La variable dependiente es el logaritmo natural del salario y los regresores son el nivel educativo y la experiencia laboral, también se incluye el valor al cuadrado de esta última para captar su posible no linealidad e identificar el punto de inflexión (Araújo Freitas, 2015; Mayer F. & Cordourier R., 2001; Mincer, 1974b, 1974a; Zamudio C., 2001).

Esta ecuación presenta ciertas limitaciones, entre las que se destacan el sesgo de selección de Heckman. Este explica una distorsión por excluir a individuos desempleados, pero que tienen iguales características que los empleados. También, asume que la educación es exógena al ingreso e ignora que puede existir simultaneidad. Es decir, las personas pueden asumir costos para educarse con el objetivo de obtener mayores ingresos en el futuro. O finalmente, que existen características no observables como, por ejemplo, las habilidades innatas (Carrillo, Buenaño, López, & Vásquez, 2018).

A pesar de estas restricciones, el uso de la ecuación de Mincer como punto focal de la investigación tiene su sustento en los estudios de Blau & Kahn (2017), Buchinsky (1998), Heinze (2012), Nicodemo (2009), entre otros. Estos mismos autores además de partir de dicha ecuación, utilizan la regresión por cuantiles para estimar cambios en la distribución del salario (Buchinsky, 1994), específicamente en el rango salarial de la mujer (Buchinsky, 1998) e incluso en el estudio la brecha salarial de género (Albrecht et al., 2003, 2004; Araújo Freitas, 2015; Arceo-Gómez & Campos-Vázquez, 2014; Arulampalam et al., 2007; Böheim et al., 2013; Gardeazabal & Ugidos, 2005; Montenegro, 2001; Sakellariou, 2004; entre otros).

4.3.2. Modelo econométrico

En línea con los autores previamente citados, y tomando en cuenta el objetivo de la presente investigación que es: comprobar la variación de la brecha salarial entre hombres y mujeres a lo largo de la distribución del ingreso, se estimarán dos modelos. El primero consiste en una regresión por Mínimos Cuadrados Ordinarios que se muestra en la siguiente ecuación:

$$\ln Y_i = \beta_0 + \beta_1 \text{mujer}_i + \mathbf{F}'_i \alpha + \mathbf{S}'_i \delta + \mathbf{L}'_i \theta + \mu_i \quad (1)$$

Dónde:

$\ln Y_i$: Logaritmo natural del salario del individuo i .

mujer_i : Variable que describe el género del individuo i . Toma valor de 1 cuando el individuo reporta ser mujer, y 0 caso contrario.

\mathbf{F}'_i : Vector de variables fundamentales de la ecuación original de Mincer.

\mathbf{S}'_i : Vector de variables socioeconómicas individuales

\mathbf{L}'_i : Vector de variables de características del mercado laboral

μ_i : término de error

En segundo lugar, se estimará una regresión cuantílica en los siguientes cuantiles (θ) de interés: 0,10; 0,25; 0,50; 0,75 y 0,90, y cuya ecuación se presenta a continuación:

$$\ln Y_{it} = \text{mujer}_{it} \beta_{\theta 1} + \mathbf{F}'_{it} \gamma_{\theta} + \mathbf{S}'_{it} \delta_{\theta} + \mathbf{L}'_{it} \rho_{\theta} + \varepsilon_{\theta it} \quad (2)$$

$$Q_{\theta}(\ln Y_{it} | \text{mujer}_{it}, \mathbf{F}'_{it}, \mathbf{S}'_{it}, \mathbf{L}'_{it}) = \text{mujer}_{it} \beta_{\theta 1} + \mathbf{F}'_{it} \gamma_{\theta} + \mathbf{S}'_{it} \delta_{\theta} + \mathbf{L}'_{it} \rho_{\theta} \quad (3)$$

Dónde los vectores de variables son los mismos que en el caso de Mínimos Cuadrados Ordinarios. Y $Q_{\theta}(\ln Y_i | mujer_i, F'_i, S'_i, L'_i)$ es la estimación para el cuantil condicional θ de y dado x .

4.3.3. Variable dependiente

La variable dependiente $\ln Y_i$ se crea mediante la aplicación del logaritmo natural al salario mensual recogido por el INEC. La razón por la cual se escogió únicamente el sueldo o salario, y no otros tipos de ingresos, se debe a que en aquellos individuos identificados como asalariados, es posible medir los retornos a la educación y la experiencia de forma más específica dado un actuar competitivo en el mercado laboral (Montenegro, 2001). Además, se toma en cuenta únicamente a las personas registradas como empleados de gobierno, privados y tercerizados para evitar un sesgo pronunciado hacia valores inferiores en la muestra.

4.3.4. Variables independientes

La variable de género ($mujer_i$) es la variable clave en esta investigación, y recoge información dicotómica acerca del género que declaran los individuos, esto permitirá posteriormente probar la hipótesis planteada. El vector de variables fundamentales de la ecuación de Mincer (F'_i) incluye a las variables escolaridad, experiencia y experiencia al cuadrado, las variables clásicas de la ecuación Minceriana.

Por otro lado, el vector de características socioeconómicas del individuo (S'_i) contiene a las variables de estado civil, con un enfoque dicotómico entre dos opciones: tiene pareja o no, también se incluye el número de menores de 12 años en el hogar. Además, consta el área y la zona de residencia: Sierra, Costa u Oriente y urbana o rural, respectivamente, y si se autoidentifica como perteneciente a una minoría étnica o no.

El último vector (L'_i), sistematiza información sobre el entorno laboral del individuo, ya sea público o privado. También contiene variables binarias del sector, siendo estas: primario, secundario o terciario y del tamaño de la empresa

(si la empresa es mediana y grande, tendrá 100 empleados o más, de lo contrario califica como pequeña). Adicionalmente, incluye una variable que recoge los años de antigüedad del individuo en la empresa actual, y su condición de afiliación al Instituto Ecuatoriano de Seguridad Social.

Todas estas variables han demostrado ser controles importantes a la hora de analizar los distintos efectos por género (Albrecht et al., 2003, 2004; Arulampalam et al., 2007; Böheim et al., 2013; Buchinsky, 1994, 1998; entre otros).

4.3.5. Tratamiento funcional de las variables del modelo

Con el objetivo de limitar el ruido producido por observaciones atípicas o faltantes, proporcionar mayor estabilidad a los regresores, y aplicar los lineamientos de estudios previos se procesó a la variable dependiente, para obtener el “logaritmo natural del salario”, tomando únicamente en cuenta a los individuos que constan dentro de la categoría asalariados como empleados de gobierno, privados y tercerizados.

Adicionalmente, se crea la variable “menores de doce años en el hogar”, al hacer un match entre el identificador de hogar y el número de menores de diez y ocho años en el hogar que será utilizada como proxy del número de hijos por mujer. También se construye una variable que indica la región del Ecuador en la cual se sitúa el asalariado, esta puede ser Costa, Sierra u Oriente. La región Costa incluye a las provincias del Oro, Esmeraldas, Guayas, Los Ríos, Manabí, Santo Domingo de los Tsáchilas y Santa Elena, la región Sierra recoge a Azuay, Bolívar, Cañar, El Carchi, Cotopaxi, Chimborazo, Imbabura, Loja, Pichincha y Tungurahua. Finalmente, la variable “Oriente” incluye a las provincias de Morona Santiago, Pastaza, Zamora Chinchipe, Sucumbíos y Orellana, dejamos por fuera a esta región y la región Insular para evitar multicolinealidad. Las regiones con mayor cantidad de datos son “Costa” y “Sierra”.

Igualmente, se genera la variable “minorías” para describir a los individuos que por sus costumbres o tradiciones se identifican dentro de la categoría minoritaria étnica. En la misma se incluyen a las siguientes etnias: Indígena,

afroecuatoriano, negro, mulato, montubio y otro. Así, del total de la muestra para los 11 años, únicamente el 18,29% de la población, declara pertenecer a una minoría étnica y el 81,71% declara ser blanco o mestizo.

Por otra parte, se crearon las variables binarias de rama por sector partiendo de la variable “rama” que contiene tres categorías “Sector primario”, “Sector secundario” y “Sector terciario”, y se las convirtió en dummies independientes, integrando únicamente al sector secundario y terciario en el vector de características del mercado laboral para compararlas con el sector primario.

Con respecto a las variables “años de antigüedad de un individuo en la última empresa en la que ha trabajado” y “experiencia”, se corrigió el error detectado en la cola superior de la distribución que registraba individuos con 99 años de antigüedad en la empresa o con 92 años de experiencia. Se limitó esta variable a un valor máximo de 47 años, debido a que el rango etario manejado en la investigación va de 18 a 65 años.

La Tabla 1 que se presenta a continuación recoge las variables mencionadas en los párrafos anteriores junto con su respectiva estadística descriptiva.

Tabla 1: Estadística descriptiva de las variables utilizadas en el modelo

Nombre		Definición	Descripción	Observaciones	Distribución / Promedio	Desviación Estándar	Min	Max
Variable dependiente	Ln_w	Logaritmo natural del salario	Variable continua	147534	6,06	0,73	0	10,6
Variable de interés	Mujer	Género que declara el individuo	1 = mujer	147.534	37,51%	0,48	0	1
			0 = hombre		62,49%			
Variables fundamentales de la ecuación de Mincer	Educación	Años de escolaridad	Variable continua De 0 a 22 años	147515	11,82	4,29	0	22
	Experiencia	Experiencia	Variable continua De 0 a 47 años	144637	17,58	11,80	0	47
Características socioeconómicas del individuo	Casado_unionlibre	Estado civil declarado por el individuo	1 = Casado / Unión libre	147.534	58,64%	0,49	0	1
			0 = otro		41,36%			
	Menor_12	Menores de 12 años presentes en el hogar	Variable continua de 0 a 14 hogares	147534	0,96	1,08	0	14
	Costa	Región del Ecuador que incluye a las provincias de la Costa	1 = Costa	143.332	50,03%	0,50	0	1
			0 = Otro		49,97%			
	Sierra	Región del Ecuador que incluye a las provincias de la Sierra	1 = Sierra	143.332	46,69%	0,50	0	1
			0 = Otro		53,31%			
	Oriente	Región del Ecuador que incluye a las provincias del Oriente	1 = Oriente	143.332	3,28%	0,18	0	1
			0 = Otro		96,72%			
	Urbano	Zona	1 = Urbano	147.534	83,18%	0,37	0	1
0 = rural			16,82%					

	Minorías	Minoría étnica	1 = Indígena/ Afroecuatoriano / Negro / Mulato / Montubio / Otro	147.533	9,26%	0,29	0	1
			0 = Blanco / Mestizo		90,74%			
Características del mercado laboral	Sector público	Sector en el que trabaja	1 = Sector público	147.534	22,59%	0,42	0	1
			0= Sector privado		77,41%			
	Sector primario	Rama de actividad: sector primario	1 = Sector primario	146.774	8,48%	0,28	0	1
			0 = Otros		91,52%			
	Sector secundario	Rama de actividad: sector secundario	1 = Sector secundario	146.774	15,90%	0,37	0	1
			0 = Otros		84,10%			
	Sector terciario	Rama de actividad: sector terciario	1 = Sector terciario	146.774	75,61%	0,43	0	1
			0 = Otros		24,39%			
	Emp_MyG	Tamaño de la empresa basado en el número de empleados	1 = más de 100 empleados	146.776	46,81%	0,50	0	1
			0 = menos de 100 empleados		53,19%			
Antigüedad	Años de antigüedad del individuo en la empresa actual	Continua De 1 a 47 años	146.728	7,32	8,51	0	47	
Afiliado	Condición de afiliación al IESS	1 = Afiliado	147.534	66,68%	0,47	0	1	
		0 = No afiliado		33,32%				

Previo al análisis de resultados, en la Figura 10 se observa cómo se distribuye nuestra variable dependiente, el logaritmo natural de salario, a lo largo de la distribución del ingreso. Para esto se presenta la distribución parcial del salario según en género (mujer: rojo, hombre: azul) para el año 2007 y 2017². Entre estos dos años se evidencia un movimiento hacia la derecha en ambas distribuciones y una acumulación alrededor del logaritmo natural 6, el cual representa un salario de \$400,00. Sin embargo, en los dos casos la distribución de las mujeres es inferior en los rangos de salario superiores; la brecha salarial se presenta cuando las dos distribuciones no se superponen. Por último, el límite superior se mantiene relativamente constante en 8, esto corresponde a un salario máximo de \$8.000,00.

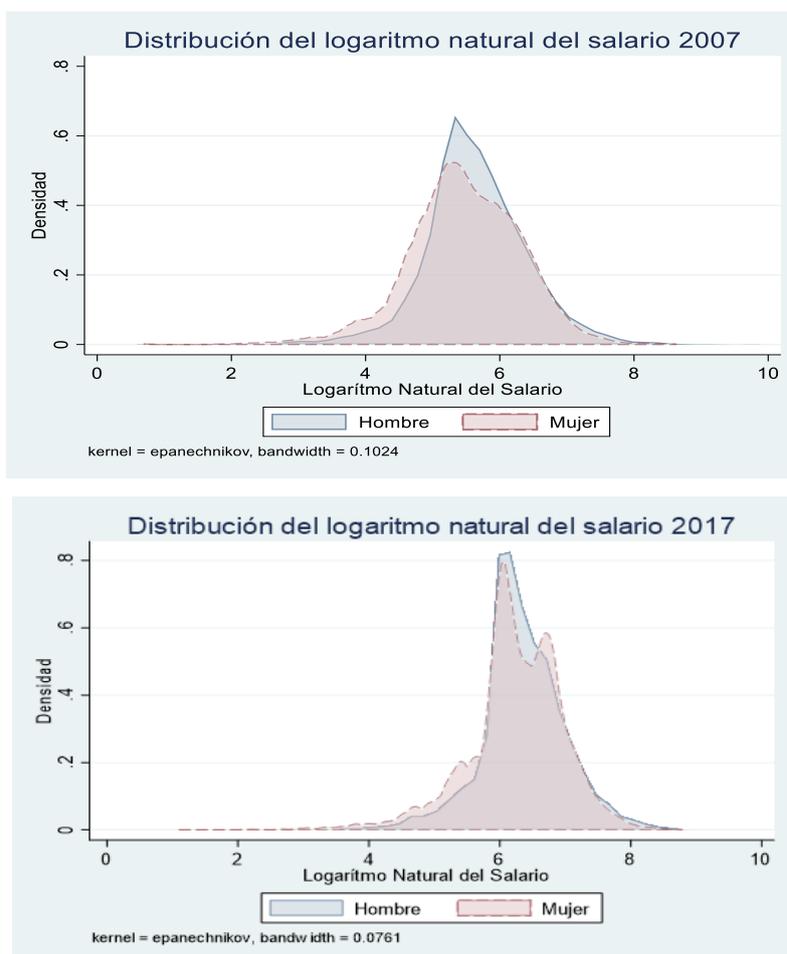


Figura 10: Distribución parcial del logaritmo natural del salario según el género 2007-2017. Tomado de: INEC - ENEMDU

² Los gráficos de las distribuciones para todos los años se encuentran en el Anexo 1.

4.4. Resultados

Tras aplicar la metodología expuesta se obtuvieron los resultados de las regresiones para cada uno de los años comprendidos en el periodo de estudio 2007-2017, los cuales se muestran en el Anexo 2. Se observa que las siguientes variables tienen una relación positiva y estadísticamente significativa con el nivel de salario: los años de educación, la experiencia, trabajar en el sector público, pertenecer a una empresa con más de 100 empleados, la antigüedad del trabajador y estar afiliado al IESS. Las variables, estar casado o en unión libre y vivir en el área urbana, también influyen positivamente en el salario, pero su efecto varía en función del cuantil y de tiempo, al analizar únicamente MCO, la primera es siempre significativa al 1%, excepto en 2009 en donde su nivel de significancia es de 5%.

En lo que concierne, a las variables que representan el número de menores de 12 años presentes en el hogar, la autoidentificación dentro de una minoría étnica y encontrarse en el sector secundario a terciario en comparación con el sector primario, su relación con el salario no es siempre estadísticamente significativa, cambia en función del cuantil y del periodo analizado, pero todas ellas se relacionan negativamente con el salario. Puntualmente, el hecho de que una persona pertenezca a una minoría étnica tenga un efecto negativo en el salario está sustentado por la literatura, Buchinsky (1994) demuestra que las personas afroamericanas ganan menos que quienes se identifican blancos, esto se extrapola para todas las etnias minoritarias.

Al analizar las variables de región “Costa” y “Sierra” en comparación con Oriente se observa que mantienen un comportamiento similar al descrito previamente, sin embargo, “Costa” en 2016 para el cuantil 0,10 la relación se invierte y se vuelve positiva, lo que no es el caso para el cuantil 0,50 y el año 2017. Para “Sierra” la relación cambia de sentido a partir de 2015 y se vuelve positiva hasta 2017 para ciertos cuantiles.

Es importante señalar que los resultados obtenidos a través de la regresión por cuantiles cambian en función del cuantil estimado y además difieren de los resultados obtenidos mediante mínimos cuadrados ordinarios. Una vez

analizados los resultados de todas las variables para los modelos por cuantiles y MCO para cada año, a continuación, se presenta la Tabla 2 que resume únicamente los coeficientes de la variable clave del estudio: mujer. En esta tabla se puede observar que todos los coeficientes son significativos al 1% de nivel de significancia, y que además se aproximaron a lo que se esperaba según la literatura.

Tabla 2: Coeficientes Mujer

Variable dependiente: Logaritmo natural del salario							
	Q=0,10	Q=0,25	Q=0,50	Q=0,75	Q=0,90	MCO	N
2007	-0,2874*** (0,03)	-0,2398*** (0,02)	-0,2501*** (0,02)	-0,2652*** (0,02)	-0,3017*** (0,03)	-0,2822*** (0,02)	10195
2008	-0,2495*** (0,02)	-0,2169*** (0,02)	-0,2073*** (0,02)	-0,2503*** (0,02)	-0,2980*** (0,03)	-0,2684*** (0,02)	10338
2009	-0,1791*** (0,03)	-0,1989*** (0,02)	-0,1934*** (0,02)	-0,2488*** (0,02)	-0,2875*** (0,04)	-0,2537*** (0,02)	10153
2010	-0,1280*** (0,02)	-0,1447*** (0,01)	-0,1679*** (0,01)	-0,2139*** (0,02)	-0,2568*** (0,03)	-0,2045*** (0,01)	11058
2011	-0,1228*** (0,03)	-0,1240*** (0,02)	-0,1531*** (0,01)	-0,2092*** (0,02)	-0,2067*** (0,03)	-0,1892*** (0,02)	9739
2012	-0,1012*** (0,02)	-0,1046*** (0,01)	-0,1250*** (0,01)	-0,1694*** (0,02)	-0,2118*** (0,03)	-0,1627*** (0,01)	10032
2013	-0,1334*** (0,02)	-0,1413*** (0,01)	-0,1423*** (0,01)	-0,1852*** (0,02)	-0,2269*** (0,03)	-0,1933*** (0,01)	11194
2014	-0,1151*** (0,02)	-0,1320*** (0,01)	-0,1505*** (0,01)	-0,1996*** (0,02)	-0,1903*** (0,02)	-0,1941*** (0,01)	17110
2015	-0,1313*** (0,02)	-0,1296*** (0,01)	-0,1557*** (0,01)	-0,2143*** (0,01)	-0,2616*** (0,02)	-0,2135*** (0,01)	16852
2016	-0,1690*** (0,02)	-0,1469*** (0,01)	-0,1670*** (0,01)	-0,2096*** (0,02)	-0,2549*** (0,02)	-0,2217*** (0,01)	16536
2017	-0,1561*** (0,02)	-0,1207*** (0,01)	-0,1572*** (0,01)	-0,1727*** (0,01)	-0,1674*** (0,02)	-0,1921*** (0,01)	16549

Errores estándar entre paréntesis (bootstrap: RC y robustos: MCO)

* p<0,10, ** p<0,05, *** p<0,01

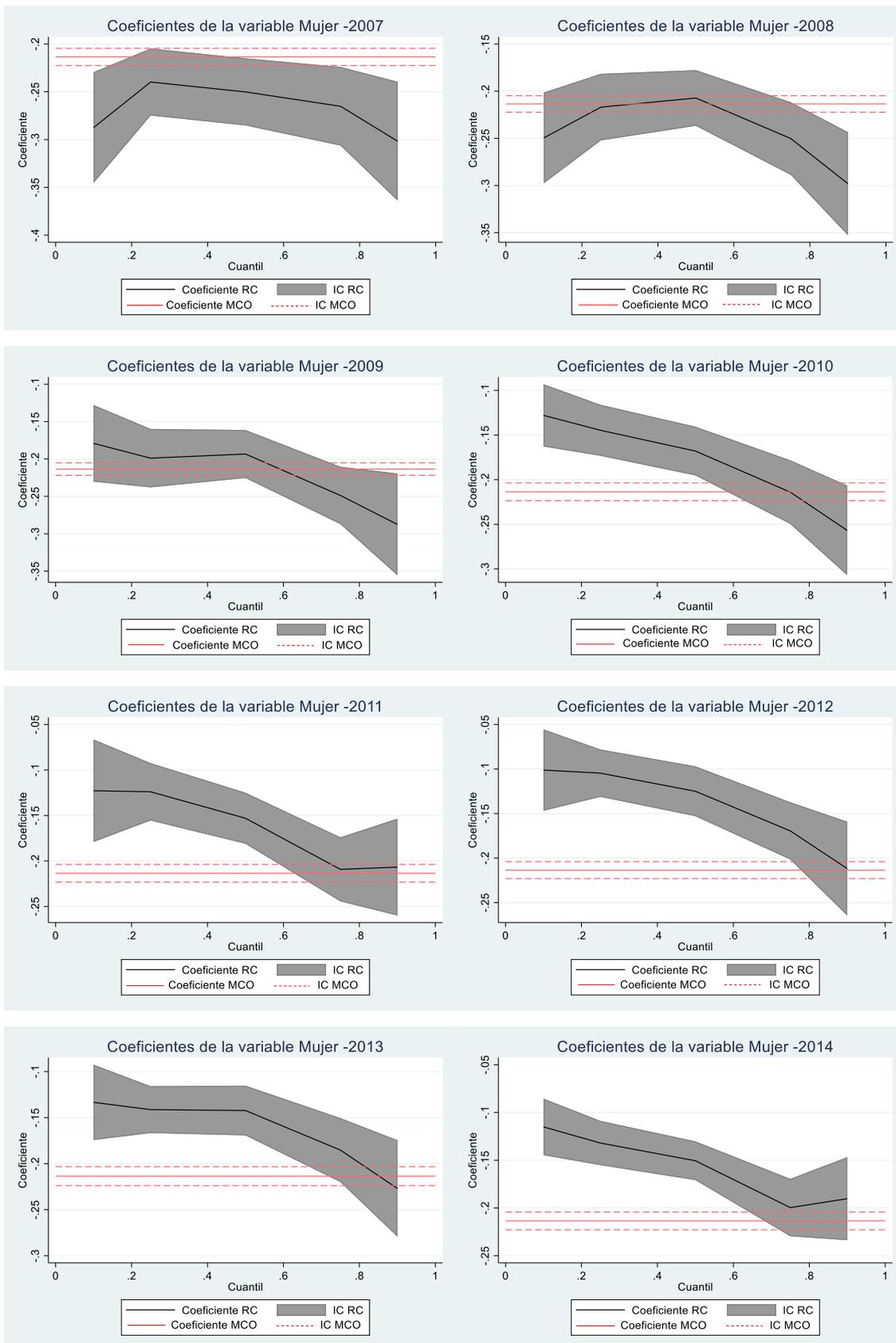
El primer hallazgo se refiere al signo negativo de los coeficientes que comprueba la existencia de una brecha salarial entre hombres y mujeres. El segundo hace referencia a que se distinguen cambios en los coeficientes a lo largo del tiempo

tanto para los resultados de la regresión por cuantiles, como por mínimos cuadrados ordinarios. Por ejemplo, la brecha se reduce en promedio en 9 puntos porcentuales entre 2007 y 2017. Finalmente, el tercer hallazgo se enfoca en la variabilidad de los coeficientes a lo largo de la distribución de salario, en 2010 se distingue un aumento de la brecha salarial de género de 12,88 puntos porcentuales entre en cuantil 0,10 y el cuantil 0,90.

Los resultados figuras de las estimaciones recogidas en la Tabla 2 se muestran a continuación, cada una de las representaciones gráficas contiene a los coeficientes obtenidos mediante regresión cuantílica (línea continua negra y a sus intervalos de confianza representados por el área gris), y los resultados de mínimos cuadrados ordinarios, con sus respectivos intervalos de confianza en líneas rojas. Las figuras permiten observar si los coeficientes estimados en cada cuantil se sobreponen o no dentro del intervalo de confianza del resto de cuantiles y de la estimación de MCO. Esto es importante ya que permite determinar si la brecha varía significativamente o no a lo largo de la distribución del salario. En la Tabla 3 se encuentran a detalle los valores numéricos de la diferencia entre cuantiles y su significancia.

Si se analiza el año 2015, se observa que estos dos métodos estiman coeficientes distintos en especial para la parte inferior al cuantil 0,50, demostrando la utilidad de la regresión por cuantiles. Además, se evidencia una tendencia creciente de la brecha salarial de género a lo largo de la distribución del ingreso.

De forma general, el aumento de la brecha salarial hacia la parte superior de la distribución del salario se reproduce desde 2009 hasta 2016. Sin embargo, en la mayoría de los años estudiados (2007, 2008, 2009, 2011, 2012 y 2013) se observa una sobreposición de los intervalos de confianza de ambos métodos. Esto significa que en esos puntos el coeficiente de MCO puede representar adecuadamente la brecha salarial. Finalmente, en el año 2017 se evidencia que la brecha salarial tiene un comportamiento casi constante, es decir que el valor la brecha salarial de género en el cuantil 0,10 y 0,90 es similar. Sin embargo, en el cuantil 0,25 la brecha se reduce lo que crea un pico dentro del gráfico.



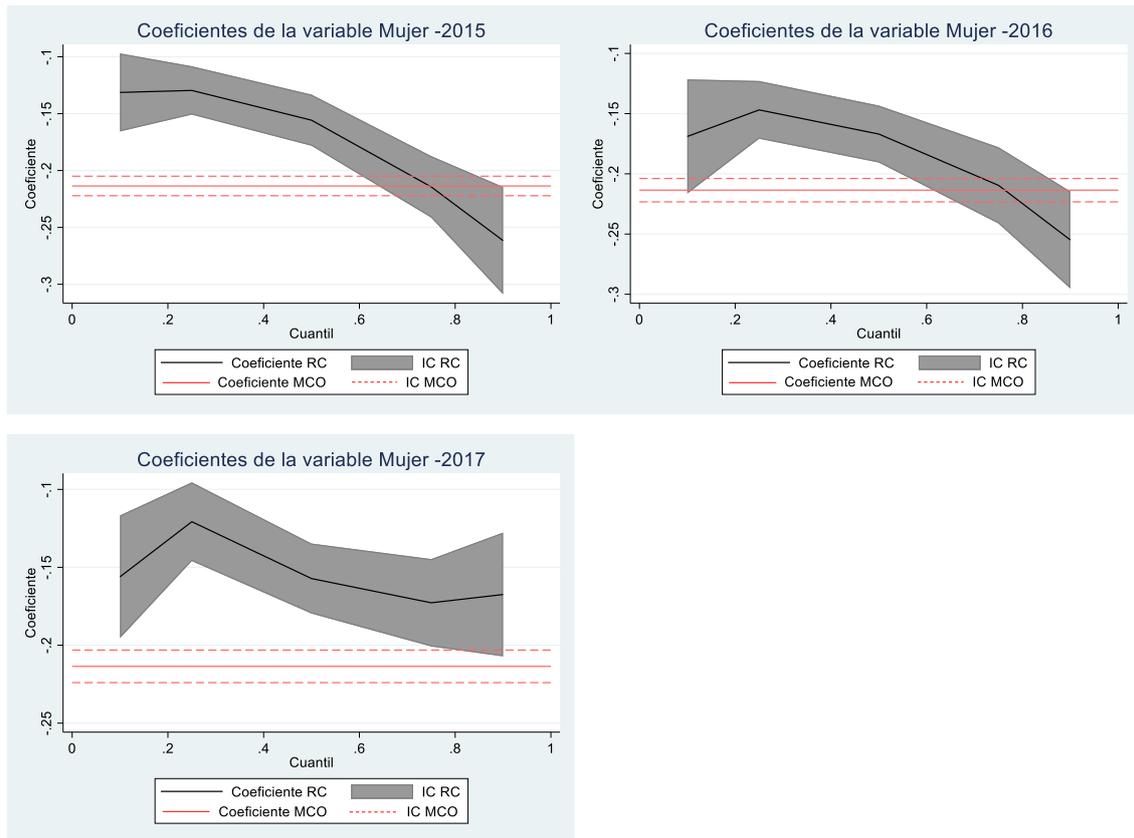


Figura 11: Resultados gráficos de la variable mujer por regresión cuantílica y MCO para el periodo 2007-2017

Habiendo demostrado la relevancia de utilizar el método de regresión por cuantiles en el presente estudio, la siguiente etapa es probar que los coeficientes obtenidos para los cuantiles estimados son distintos entre sí. Para lograr este cometido, se realiza una prueba que calcula si la diferencia entre las estimaciones por cuantiles es estadísticamente significativa, los resultados se presentan en la Tabla 3 (para más detalles ver Anexo 3). Si la diferencia entre los coeficientes es significativa, se podrá concluir que la brecha salarial de género varía a lo largo de la distribución del salario, caso contrario, el diferencial de ingresos entre hombres y mujeres se considera constante.

En este sentido, la evidencia obtenida permite concluir que entre 2008 y 2017 la brecha salarial de género no es constante. Este comportamiento se acentúa a partir del año 2009 hasta 2016, y se concentra especialmente en los cuantiles medios y superiores. En 2017, esta tendencia se invierte evidenciando una reducción de la brecha salarial entre el cuantil 0,10 y el cuantil 0,25. Finalmente,

para 2007 el no contar con ninguna diferencia significativa indica que el comportamiento de la brecha salarial entre hombres y mujeres es aproximadamente constante.

5. ANÁLISIS DE RESULTADOS

En esta sección se analizarán los tres resultados principales obtenidos mediante la regresión por cuantiles para cada uno de los años entre 2007 y 2017 en los siguientes puntos de la distribución del salario; 0,10, 0,25, 0,50, 0,75 y 0,90, así como en su nivel medio.

El primer resultado, comprueba la presencia de una brecha salarial de género para Ecuador dentro del periodo de estudio, esto se evidencia en la Tabla 2 en donde cada uno de los coeficientes es significativo al 1% y el signo es negativo. Si se observa los resultados promedio, arrojados por la regresión de MCO, se obtiene un diferencial de ingreso entre hombres y mujeres que oscila entre el 16,3% y 28,2%, lo que significa que una mujer gana entre 0,72 y 0,84 centavos por cada dólar que gana un hombre. Este mismo hecho ocurre en distintas partes del mundo, por ejemplo, en Países Bajos la brecha salarial de género media es de 20% (Albrecht et al., 2004), en cambio en Colombia este diferencial es de 11,4% en 2006 (Badel & Peña, 2010), para Brasil, en el año 2008 las mujeres ganaron en promedio 45% menos que los hombres (Sepúlveda et al., 2012). Globalmente, la brecha salarial de género fue de 23% en 2017, lo que significa que por realizar un mismo empleo las mujeres ganan 0,77 por cada dólar que gana un hombre (Naciones Unidas, 2017).

El segundo resultado, indica que en Ecuador la brecha salarial de género promedio varia en el tiempo, en específico se reduce en 9 puntos porcentuales entre 2007 y 2017 ya que pasa de 28,2% a 19,2%. Este comportamiento a lo largo del tiempo se ha observado en otros lugares, por ejemplo, en Estados Unidos la brecha salarial entre hombre y mujeres promedio se redujo en casi 20 p.p. entre 1980 y 2010 (Blau & Kahn, 2017), de forma similar en Suecia se presencié una disminución de la brecha en casi 10 p.p. entre 1981 y 1991 (Albrecht et al., 2003). El principal motivo de esta reducción es el aumento de la participación laboral femenina y el nivel de educación (Albrecht et al., 2003; Blau

& Kahn, 2017). Esto también se aplica para Ecuador ya que entre 2007 y 2017 el nivel de participación laboral por parte de la mujer aumentó en 3 p.p. y los años de estudio en 1,32.

Recogiendo los dos resultados mencionados y aplicándolos a las estimaciones obtenidas por regresión cuantílica se observa que la brecha salarial de género para el cuantil 0,10 oscila entre 28,7% y 15,6% entre 2007 y 2017, es decir que una mujer del cuantil inferior gana entre 0,71 y 0,84 de cada dólar que gana un hombre, demostrando una mejora con el paso del tiempo de 13 p.p. Si se analiza el cuantil 0,50, en 2007 la brecha salarial era de 25,0% y llegó al 15,7%, lo que indica una reducción de 9,3 p.p. y muestra una mejora con respecto al rango del cuantil 0,10. La comparación entre estos resultados con las estimaciones del cuantil 0,90, indica que el diferencial de ingresos entre hombres y mujeres se amplía y alcanza un nivel máximo de 30,17% en 2007, implicando que una mujer gana 0,70 centavos de cada dólar que gana un hombre. Para 2017, el valor de esta brecha es de 19,21%, indicando una reducción similar a la evidenciada en 2007 (13 p.p.).

El tercer resultado y el más importante demuestra que para Ecuador dentro del periodo 2007-2017, la brecha salarial de género no es constante a lo largo de la distribución del ingreso. Para comprobar este resultado se realizó una prueba de diferencias entre cuantiles, los resultados se muestran en la Tabla 3. En los años comprendidos entre 2009 y 2016, se presencia una mayor variabilidad del diferencial de ingreso entre hombres y mujeres, con al menos cinco diferencias significativas al 5% de nivel de significancia.

Siguiendo a Arulampalam et al. (2007), existe un efecto techo de cristal cuando la diferencia entre el cuantil 0,90 y los demás cuantiles es de al menos 2 puntos porcentuales y un efecto pisos pegajosos cuando dicha diferencia ocurre entre el cuantil 0,10 y 0,25. Para complementar el análisis, también se analizarán estas diferencias según lo planteado por Carrillo et al. (2013), que indican que existe un efecto techo de cristal cuando la brecha salarial de género es mayor en el cuantil 0,90 que en el cuantil 0,50 y pisos pegajosos cuando el diferencial es mayor en el cuantil 0,10 que en la mediana.

Tomando los resultados obtenidos y aplicando ambos métodos, se observa que en Ecuador el efecto predominante a lo largo de la distribución es la presencia de techos de cristal. Como lo mencionan Arulampalam et al. (2007) este efecto ocurre cuando existe una diferencia significativa entre el cuantil 0,90 y los demás cuantiles, puntualmente, esto ocurre en el periodo entre 2008 y 2017. Según Carrillo et al. (2013), este efecto ocurre en los años 2008, 2009, 2010, 2012, 2013, 2015 y 2016 ya que la brecha salarial en la mediana es inferior a la del cuantil 0,90, y su variación se encuentra entre 8,46 y 10,58 puntos porcentuales.

Este comportamiento ocurre con mayor frecuencia en países desarrollados o en transición (Avinno, 2019), por ejemplo en Europa es más común encontrar techos de cristal que pisos pegajosos (Arulampalam et al., 2007). Albrecht et al. (2004) lo demuestran para Países Bajos y Böheim et al. (2013) para Austria, sin embargo, el mismo efecto se presenta en Brasil y Colombia, en donde alcanza una magnitud del 15% al considerar la parte inferior del mayor rango salarial (Araújo Freitas, 2015; 2013; González-Quintero & Daza-Báez, 2015) y en Estados Unidos (Blau & Kahn, 2017).

Tabla 3: Prueba de diferencia entre cuantiles

Diferencias entre los coeficientes de cuantiles para la variable "mujer"											
Variable dependiente: Logaritmo natural del salario											
	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
Q0,25 - Q0,10	-0,0476	-0,0326	0,0198	0,0167	0,0012	0,0034	0,0079	0,0169	-0,0018	-0,0221	-0,0353**
Q0,50 - Q0,10	-0,0373	-0,0423	0,0143	0,0400**	0,0302	0,0237	0,0089	0,0354**	0,0244	-0,0020	0,0011
Q0,75 - Q0,10	-0,0222	0,0007	0,0697**	0,0859***	0,0864***	0,0682**	0,0518**	0,0845***	0,0830***	0,0406	0,0167
Q0,90 - Q0,10	0,0143	0,0485	0,1084***	0,1288***	0,0839**	0,1106***	0,0935***	0,0751***	0,1302***	0,0859***	0,0114
Q0,50 - Q0,25	0,0103	-0,0096	-0,0055	0,0232	0,0291	0,0203	0,0010	0,0185	0,0262***	0,0201	0,0365***
Q0,75 - Q0,25	0,0254	0,0334	0,0499**	0,0692***	0,0853***	0,0648***	0,0439**	0,0676***	0,0848***	0,0627***	0,0520***
Q0,90 - Q0,25	0,0619	0,0811***	0,0886**	0,1121***	0,0828***	0,1072***	0,0856***	0,0583**	0,1320***	0,1080***	0,0467**
Q0,75 - Q0,50	0,0150	0,0430**	0,0554***	0,0460***	0,0562***	0,0445***	0,0429***	0,0490***	0,0586***	0,0426***	0,0155
Q0,90 - Q0,50	0,0516	0,0908***	0,0941***	0,0889***	0,0537	0,0868***	0,0846***	0,0397	0,1058***	0,0879***	0,0102
Q0,90 - Q0,75	0,0365	0,0478**	0,0387	0,0429**	-0,0025	0,0424	0,0417	-0,0093	0,0472**	0,0453**	-0,0053

** p<0,05, *** p<0,01

Es importante mencionar que, dentro del contexto nacional, para el año 2017, un estudio realizado por Deloitte (2017) indica que la proporción de mujeres en cargos altos dentro de una muestra de 100 empresas nacionales y multinacionales de varias industrias se detalla de la siguiente manera: 5% en cargos de “Presidente”, 6% “Vicepresidente”, 17% “Gerente general”, 27% “Accionistas” y 45% sin ningún cargo específico. Además, las áreas en las cuales se encuentran suelen ser “Marketing y Ventas” con un 26%, “Finanzas y Producción” y “Recursos humanos” con 24% y 21%, respectivamente.

Si analizamos los datos sobre la gerencia o propiedad recogidos por el Censo Nacional Económico CENEC, 2010, las mujeres tienen menor representatividad dentro de estos cargos al aumentar el tamaño de la empresa, por ejemplo, en las My Pymes es de 50%, en las Pymes se reduce a 30,3% y finalmente alcanza un 17,9% en las Grandes empresas. Este mismo estudio nos indica que se las mujeres en estos cargos se concentran principalmente en el sector de “Comercio” y “Servicios” con un 55,1% y 46,2%, respectivamente, seguido por el sector manufacturero (24,7%) y “Otros” con el 25,0%. Finalmente, el 11,6% de las mujeres en estos puestos alcanzan ingresos de superiores a \$50.000,00, en comparación con el 21,3% para los hombres, en donde el rango superior es mayor a \$400.000,00 (Salazar Ferreira et al., 2010).

Por otro lado, aplicando la metodología propuesta por Carrillo et al. (2013) a los resultados obtenidos, no se encuentran pisos pegajosos en el periodo analizado. Sin embargo, en el año 2017 la diferencia entre el cuantil 0,10 y 0,25 es estadísticamente significativa al 5% de nivel de significancia, para Arulampalam et al. (2007) este resultado se traduce en la presencia de pisos pegajosos. Lo que ocurre en ese año es un aumento de 3,53 p.p. en la brecha salarial de género al trasladarse hacia la izquierda en la distribución del ingreso. Lo mismo ocurre en Filipinas, donde la diferencia salarial entre el cuantil superior e inferior es el doble para el cuantil 0,10 (Sakellariou, 2004). En Estados Unidos, la diferencia entre los cuantiles inferiores se explica debido a la presencia de segregación laboral, la misma explica un 25% de la brecha salarial de género (Sorkin, 2017).

En Ecuador, según el informe Progreso de las mujeres en América Latina y el Caribe 2017, la presencia de pisos pegajosos ocurre ya que esta sección las mujeres tienen menores niveles de educación y de participación en el mercado laboral ya que las mujeres se encuentran sobre representadas en empleos de mediocre calidad y con pagan mínimas exponiéndolas a dinámicas familiares patriarcales (ONU Mujeres, 2017).

No es contradictorio encontrar ambos efectos en un mismo país, ya que la literatura indica que es un problema común a la mayoría de los países. Por ejemplo, los resultados obtenidos por Agrawal (2013) para India indican la presencia de techos de cristal en la muestra rural y pisos pegajosos en la muestra urbana. Lo mismo ocurre en Pakistán entre 2005 y 2006, donde además se encuentra un incremento de la brecha salarial de género en la parte inferior de la distribución del salario (Ahmed & Hyder, 2014; Avinno, 2019).

Recopilando los resultados obtenidos, en Ecuador, independientemente de la metodología de análisis aplicada, prevalece la presencia de techos de cristal dentro del periodo analizado. Esto significa que la brecha salarial de género es mayor en los estratos de altos ingresos. En otras palabras, la brecha salarial en el cuantil 0,90 es superior al resto de cuantiles. En promedio a lo largo del periodo de análisis el diferencial de ingresos entre hombres y mujeres es de 24,21% para el cuantil superior y de 17,45% en los demás cuantiles. También cabe recalcar el aumento de brecha salarial en el cuantil 0,10 con relación al cuantil 0,25 en 3,53 p.p. lo que denota la presencia de pisos pegajosos.

6. CONCLUSIONES

El presente estudio busca evidenciar la existencia de brechas salariales de género en Ecuador y la variabilidad de su comportamiento entre cuantiles. En este caso, la hipótesis planteada se cumple en gran parte del periodo analizado, específicamente entre 2008 y 2017, por esta razón es factible aseverar que, para los años mencionados, el comportamiento de la brecha salarial entre hombres y mujeres no es constante a lo largo de la distribución del ingreso. Adicionalmente la aplicación de MCO y RC en el periodo comprendido entre 2007 y 2017 proporcionaron resultados adicionales.

El primer resultado obtenido indica que la brecha salarial de género existe independientemente del punto de la distribución analizado, en promedio, dentro del periodo establecido, la brecha salarial entre hombres y mujeres se encuentra entre 16,3% y 28,2%, lo que significa que en todo el período una mujer ganó entre 0,72 y 0,84 centavos por cada dólar que gana un hombre. Si se observa el cuantil 0,10 la brecha oscila entre 10,1% y 28,7%, implicando que una mujer gana entre 0,71 y 0,90 centavos de cada dólar que gana un hombre. En el cuantil 0,50 el rango de la brecha salarial de género se ubica entre 12,5% y 25,0%, esto indica que una mujer gana entre 0,75 y 0,88 centavos de cada dólar que gana un hombre. Finalmente, el en cuantil 0,90 este diferencial oscila entre 16,7% y 30,2%, en otras palabras, una mujer gana entre 0,70 y 0,83 centavos de cada dólar que gana un hombre.

Estos valores permiten evidenciar nuestro segundo hallazgo que indica que, a lo largo del periodo de estudio, 2007-2017, la brecha salarial de género se reduce a favor de las mujeres. Es decir, al analizar en el nivel promedio, el diferencial entre hombres y mujeres se reduce en 9 p.p., para el cuantil 0,10, su contracción es de 13,1 p.p. ya que pasa de 28,7% a 15,6%. En el cuantil 0,50, la brecha salarial de género en 2007 es de 25,0% y pasa a 15,7%, evidenciando una mejora en 9,3 p.p. Por último, para el cuantil 0,90, la reducción de esta brecha es similar a la ocurrida en el nivel promedio, 13,4 p.p., ya que su valor pasa de 30,2% a 16,7%.

Finalmente, el tercer resultado encontrado indica que la brecha salarial entre hombres y mujeres no es constante a lo largo de la distribución del ingreso, especialmente entre 2008 y 2017. Esta variación, representada por la diferencia significativa entre dos cuantiles, se encuentra en su mayoría entre el cuantil superior (0,90) y los cuantiles inferiores. Independientemente de la metodología aplicada, la investigación logra identificar la existencia de techos de cristal en los años comprendidos en el periodo 2009-2016. Sin embargo, es importante mencionar que existe un año en donde hay diferencias entre los dos cuantiles bajos, indicando la presencia de pisos pegajosos. En 2017, entre el cuantil 0,25 y 0,10 la brecha incrementa en 3,54 p.p. hacia la izquierda de la distribución del salario, esta diferencia es significativa al 5% de nivel de significancia.

Por lo tanto, se concluye que, para el caso de Ecuador, los techos de cristal son el fenómeno predominante en materia de dinámicas de desigualdad salarial con enfoque en el género.

7. RECOMENDACIONES

En el mundo, a partir la segunda mitad del siglo XX, las mujeres han integrado la fuerza laboral de forma significativa, aumentando sus horas de trabajo remunerado y su educación. No obstante, con este progreso se ha evidenciado la aparición de brechas salariales entre hombres y mujeres. El hecho de que persista una desigualdad salarial de género, como la analizada en este trabajo, implica una problemática de gran importancia. Dado que, el género es causal de una menor retribución económica, demostrando la existencia de discriminación, es relevante entender los factores que la causan como, por ejemplo, los roles de género, el patriarcado, los rasgos de la personalidad, en general la cultura regida por la división sexual del trabajo en la que se desempeñan las mujeres.

Los resultados obtenidos en la presente investigación permiten concluir que la necesidad de políticas públicas enfocadas hacia la igualdad de género tiene un carácter imperativo. Esto debido a que la política pública puede provocar una transformación de ideología de género, hacia una igualdad sobre los roles que desempeñan hombres y mujeres en el ámbito privado y público.

Por ende, se recomienda aplicar políticas direccionadas hacia la educación y capacitación que enseñen principios igualitarios entre hombres y mujeres ya que cambiar los roles de género implica una concientización temprana. Se debe romper con la cultura machista y patriarcal que limita el actuar y la toma de decisiones de las mujeres, las preconcepciones de que el ser mujer implica un rendimiento inferior en el mercado laboral por todo lo que la cultura y tradición perpetúan. En otras palabras, se debe reconocer, reducir y redistribuir el trabajo doméstico y de cuidados no remunerado, al igual que fomentar relaciones de familia igualitarias que reconozcan la diversidad de los hogares y los derechos y deberes de las partes (ONU Mujeres, 2017).

A la par, es importante implementar políticas de cuidado que implican una provisión de infraestructura pública para minimizar la carga de las mujeres en actividades no remuneradas. El reconocer al trabajo de cuidado como una actividad de mercado generará externalidades positivas tanto para hombres como mujeres, aliviando la carga de las mujeres dentro del hogar y aumenta los retornos a las personas que se desempeñan en el sector de cuidados (CEPAL, 2020).

A nivel de las empresas, se recomienda transparentar procesos de ascensos y los rangos salariales como se hizo en Alemania, Luxemburgo y Suiza, a través de la implementación de modelos de control de estructuras de pagos para procurar la igualdad salarial, mitigando la probabilidad de que una consideración no objetiva influya en la toma de decisiones. Asimismo, se sugiere la creación de programas institucionales que incentiven el empoderamiento de la mujer, y, por tanto, motivar la búsqueda de ascensos en el lugar de trabajo.

Este estudio, enfrenta una limitación importante cuando se involucra el tema de la discriminación, dado que es este un factor no objetivo, y de difícil medición. Por este motivo, es importante ampliar el alcance teórico y metodológico de esta investigación hacia la aplicación de técnicas de descomposición de la brecha para determinar qué porcentajes se explican por factores observables y no observables.

Finalmente, la metodología de este análisis también es replicable para las brechas de ingresos entre etnias, donde las minorías tienden a verse perjudicadas. Esto es relevante en Ecuador de forma específica debido a la fuerte presencia de multiculturalidad, en comparación con otros países. Igualmente, se recomienda realizar un estudio similar que tome en cuenta a la población que no entra en la categoría de asalariados para tener una perspectiva global de las diferencias salariales en todo el mercado laboral.

Referencias

- Abbott, M., & Ashenfelter, O. (1976). Labour supply, commodity demand and the allocation of time. *Review of Economic Studies*, 43(3), 389–411. <https://doi.org/10.2307/2297216>
- Abramo, L., Gil, G., & Vaccaro, S. G. (2004). ¿Inserción laboral de las mujeres en América Latina: una fuerza de trabajo secundaria? *Estudios Feministas*, 12(2), 224–235. <https://doi.org/10.1590/s0104-026x2004000200013>
- Agrawal, T. (2013). Are There Glass-Ceiling and Sticky-Floor Effects in India? An Empirical Examination. *Oxford Development Studies*, 41(3), 322–342. <https://doi.org/10.1080/13600818.2013.804499>
- Ahmed, A. M., & Hyder, A. (2014). Sticky Floors and Occupational Segregation : Evidence from Pakistan. *The Pakistan Development Review*, 47(4), 837–849.
- Akerlof, G. A. (2005). *EXPLORATIONS IN PRAGMATIC ECONOMICS*. Oxford University Press Inc.
- Albrecht, J., Björklund, A., & Vroman, S. (2003). Is There a Glass Ceiling in Sweden? *Journal of Labor Economics*, 21(1), 145–177. <https://doi.org/10.1086/344126>
- Albrecht, J., Vuuren, A., & Vroman, S. (2004). Decomposing the Gender Wage Gap in the Netherlands with Sample Selection Adjustments. *IZA Discussion Paper*, 1400.
- Araújo Freitas, A. (2015). La desigualdad salarial de género medida por regresión cuantílica: el impacto del capital humano, cultural y social Gender. *Revista Mexicana de Ciencias Políticas y Sociales*, 60(223), 287–316. [https://doi.org/10.1016/s0185-1918\(15\)72139-2](https://doi.org/10.1016/s0185-1918(15)72139-2)
- Arceo-Gómez, E. O., & Campos-Vázquez, R. M. (2014). Evolución de la brecha salarial de género en México. *El Trimestre Económico*, 81(323), 619–653. <https://doi.org/10.20430/ete.v81i323.125>

- Ardanche, M., & Celiberti, L. (2011). *Entre el techo de cristal y el piso pegajoso El trabajo como herramienta de inclusión.*
- Arulampalam, W., Booth, A. L., & Bryan, M. L. (2007). Is there a glass ceiling over Europe? Exploring the gender pay gap across the wage distribution. *Industrial and Labor Relations Review*, 60(2), 163–186. <https://doi.org/10.1177/001979390706000201>
- Autor, D. H. (2003). *Lecture Note : The Economics of Discrimination — Theory.*
- Avinno, F. (2019). Analysing the glass ceiling and sticky floor effects in Bangladesh: Evidence, extent and elements. *Munich Personal RePEc Archive*, 92137. https://mpra.ub.uni-muenchen.de/92137/1/MPRA_paper_92137.pdf
- Badel, A., & Peña, X. (2010). Decomposing the Gender Wage Gap With Sample Selection Adjustment: Evidence From Colombia. *Revista de Análisis Económico*, 25(2), 169–191. <https://doi.org/10.4067/s0718-88702010000200007>
- Becker, G. S. . (1971). The Economics of Discrimination. In *The University of Chiga Press* (Second Edi).
- Bergman, B. R. (1974). Occupational Segregation, Wages and Profits When Employers Discriminate by Race or Sex. *Eastern Economic Journal*, 1(2), 103–110.
- Bertrand, M. (2011). New perspectives on gender. In *Handbook of Labor Economics* (Vol. 4, Issue PART B, pp. 1543–1590). Elsevier B.V. [https://doi.org/10.1016/S0169-7218\(11\)02415-4](https://doi.org/10.1016/S0169-7218(11)02415-4)
- Blanchard, O., Amighini, A., & Giavazzi, F. (2012). *Macroeconomía*. PEARSON EDUCACIÓN, S.A.
- Blau, F. D., & Kahn, L. M. (1999). Analyzing the gender pay gap. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 39, 625–646.
- Blau, F. D., & Kahn, L. M. (2017). The Gender Wage Gap : Extent , Trends , and

- Explanations. *Journal of Economic Literature*, 55(3), 789–865.
- Blau, F. D., & Winkler, A. E. (2018). *The Economics of Women, Men, and Work*. Oxford University Press.
- Böheim, R., Himpele, K., Mahringer, H., & Zulehner, C. (2013). The distribution of the gender wage gap in Austria: evidence from matched employer-employee data and tax records. *Journal for Labour Market Research*, 46(1), 19–34. <https://doi.org/10.1007/s12651-012-0113-y>
- Bonin, H., Dohmen, T., Falk, A., Huffman, D., & Sunde, U. (2006). Cross-sectional Earnings Risk and Occupational Sorting: The Role of Risk Attitudes. *IZA Discussion Paper Series*, 1930.
- Borraz, F., & Robano, C. (2010). BRECHA SALARIAL EN URUGUAY. *Revista de Análisis Económico*, 25(1), 49–77.
- Bowles, H. R., Babcock, L., & Lai, L. (2007). Social incentives for gender differences in the propensity to initiate negotiations: Sometimes it does hurt to ask. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 103(1), 84–103. <https://doi.org/10.1016/j.obhdp.2006.09.001>
- Boyer, G. R., & Smith, R. S. (2001). The Development of the Neoclassical Tradition in Labor Economics. *Industrial and Labor Relations Review*, 54(2), 199–223.
- Buchinsky, M. (1994). Changes in the U . S . Wage Structure 1963-1987 : Application of Quantile. *Econometrica*, 62(2), 405–458.
- Buchinsky, M. (1998). The dynamics of changes in the female wage distribution in the USA: A quantile regression approach. *Journal of Applied Econometrics*, 13(1), 1–30. [https://doi.org/10.1002/\(SICI\)1099-1255\(199801/02\)13:1<1::AID-JAE474>3.0.CO;2-A](https://doi.org/10.1002/(SICI)1099-1255(199801/02)13:1<1::AID-JAE474>3.0.CO;2-A)
- Buser, T., Niederle, M., & Oosterbeek, H. (2014). Gender, competition and career choices. *The Quarterly Journal of Economics*, 129(3), 1409–1447. <https://doi.org/10.1093/qje/qju009.Advance>

- Cameron, A. C., Trivedi, P., & K. (2009). Quantile regression. In *Microeconometrics Using Stata* (pp. 205–229).
- CEPAL. (2020). La economía del cuidado como acelerador del cambio estructural con igualdad.
- Card, D., Cardoso, A. R., & Kline, P. (2015). Bargaining, Sorting and the Gender Wage Gap: The Role of Firms in the Relative Pay of Women. In *NBER Working Paper Series* (Vol. 21403). <http://www.nber.org/papers/w21403>
- Carrillo, P., Buenaño, E., López, A. L., & Vásquez, F. (2018). Las brechas salariales público-privado e índices de bienestar: un análisis de microsimulación para Ecuador. *Analitika*, 39-59. Obtenido de <https://ssrn.com/abstract=3219197>
- Carrillo, P. E., Gandelman, N., & Robano, V. (2013). Sticky Floors and Glass Ceilings in Latin America. *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.2297547>
- Cromley, R. G., Hanink, D. M., & Bentley, G. C. (2012). A Quantile Regression Approach to Areal Interpolation. *Annals of the Association of American Geographers*, 102(4), 763–777. <https://doi.org/10.1080/00045608.2011.627054>
- De la Rica, S., Dolado, J., & Llorens, V. (2008). Ceilings or floors? Gender wage gaps by education in Spain. *Journal of Popular Economy*, 751–776. doi:10.1007/s00148-006-0128-1
- Deloitte. (2017). *Mujeres 2017 Una radiografía de las ejecutivas ecuatorianas Estudio 2017 Deloitte Ecuador*. 1–17. [https://www2.deloitte.com/content/dam/Deloitte/ec/Documents/deloitte-analytics/Estudios/Mujeres 2017.pdf](https://www2.deloitte.com/content/dam/Deloitte/ec/Documents/deloitte-analytics/Estudios/Mujeres%202017.pdf)
- Dohmen, T., Huffman, D., Schupp, J., Falk, A., Sunde, U., & Wagner, G. G. (2011). INDIVIDUAL RISK ATTITUDES: MEASUREMENT, DETERMINANTS, AND BEHAVIORAL CONSEQUENCES. *Journal of the European Economic Association*, 9(3), 522–550. <https://doi.org/10.1111/j>

- Eagly, A. H. (1987). Sex differences in social behavior: A social-role interpretation. New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates. Obtenido de <https://books.google.com.ec/books?hl=es&lr=&id=sf8oxcuiSIsC&oi=fnd&pg=PR3&dq=Sex+differences+in+social+behavior:+A+social-role+interpretation&ots=5yyhzi6csU&sig=C3qDdt9WiyL2LpNxEVtbHhWKXO8#v=onepage&q=Sex%20differences%20in%20social%20behavior%3A%20A%20so>
- Feng, X., He, X., & Hu, J. (2011). Wild bootstrap for quantile regression. *Biometrika*, 98(4), 995–999. <https://doi.org/10.1093/biomet/asr052>
- Galvis, L. A. (2010). Diferenciales salariales por género y región en Colombia: Una aproximación con regresión por cuantiles. Documentos de trabajo sobre Economía Regional. Obtenido de https://www.urosario.edu.co/uosario_files/f7/f74319db-9912-4878-a819-2eddf54663e2.pdf
- García, J., Hernández, P. J., & López-Nicolás, A. (2001). How wide is the gap? An investigation of gender wage differences using quantile regression. *Empirical Economics*, 26(1), 149–167.
- Gardeazabal, J., & Ugidos, A. (2005). Gender wage discrimination at quantiles. *Journal of Population Economics*, 18(1), 165–179. <https://doi.org/10.1007/s001>
- Gneezy, U., Niederle, M., & Rustichini, A. (2003). Performance in competitive environments: Gender differences. *Quarterly Journal of Economics*, 118(3), 1049–1074. <https://doi.org/10.1162/00335530360698496>
- Gobierno Nacional. (25 de Mayo de 2021). Secretaría Nacional de Planificación y Desarrollo. Obtenido de LEY DE SEGURIDAD SOCIAL: https://www.google.com/url?sa=t&rct=j&q=&esrc=s&source=web&cd=&cad=rja&uact=8&ved=2ahUKEwjtoBwus_HwAhWbElkFHc-aAVsQFjAJegQIHBAD&url=http%3A%2F%2Fwww.planificacion.gob.ec%2Fwp-content%2Fuploads%2Fdownloads%2F2018%2F09%2FLey-de-Seguridad-Social.pdf&usg=AOvV

- Goldin, C. (2016). Human Capital Claudia. In *Handbook of Cliometrics* (pp. 56–84). <https://doi.org/10.1007/978-3-642-40406-1>
- González-Quintero, N. I., & Daza-Báez, N. A. (2015). Determinantes y perfiles de la participación laboral en Colombia en el periodo 2002-2013. *Revista de Economía Del Rosario*, 18(1), 5–59. <https://doi.org/10.12804/rev.econ.rosario.18.01.2015.01>
- Grybaite, V. (2006). Analysis of theoretical approaches to gender pay gap. *Journal of Business Economics and Management*, 7(2), 85–91. <https://doi.org/10.1080/16111699.2006.9636127>
- Hall, P., & Wilson, S. R. (1991). Two Guidelines for Bootstrap Hypothesis Testing THE CONSULTANT'S FORUM Two Guidelines for Bootstrap Hypothesis Testing. *Source: Biometrics*, 47(2), 757–762. <https://www.jstor.org/stable/2532163>
- Heinze, A. (2012). Beyond the Mean Gender Wage Gap: Decomposition of Differences in Wage Distributions Using Quantile Regression. In *ZEW Discussion Paper* (Issues 10–043). <https://doi.org/10.2139/ssrn.1638858>
- Herrera Tapia, M. (2021). Actitudes conservadoras: Obstáculo en la participación laboral de las mujeres casadas en Ecuador. Quito: Banco Central del Ecuador. Obtenido de <https://contenido.bce.fin.ec/documentos/PublicacionesNotas/Notas/RevistaJCCDecimoCuartaEdicion.pdf#page=14>
- Hesterberg, T., Monaghan, S., Moore, D. S., Clipson, A., & Epstein, R. (2003). Chapter 18 Bootstrap Methods and Permutation Tests. In *Bootstrap Methods and Permutation Tests*.
- INEC. (27 de Enero de 2020). INEC. Obtenido de INEC: <https://www.google.com/url?sa=t&rct=j&q=&esrc=s&source=web&cd=1&ved=2ahUKEwilueDT1aTnAhUJjlkKHZ0QC10QFjAAegQIBRAC&url=https%3A%2F%2Faplicaciones2.ecuadorencifras.gob.ec%2FSIN%2Fdescargas%2Fciuu.pdf&usg=AOvVaw0lkbYOfvUXXTzldjoFFCQP>

- Irizarry, R. (2005). Statistical Learning: Algorithmic and Nonparametric Approaches. Obtenido de Rafalab: <https://rafalab.github.io/pages/649/section-08.pdf>
- Kassenboehmer, S. C., & Sinnning, M. G. (2014). DISTRIBUTIONAL CHANGES IN THE GENDER WAGE GAP. *ILR Review*, 67(2), 335–361.
- Koenker, R., & Bassett, G. (1978). Regression Quantiles. *Econometrica*, 46(1), 33–50. <https://doi.org/10.2307/1913643>
- Kuhn, P. (1987). Sex Discrimination in Labor Markets: The Role of Statistical Evidence. *The American Economic Review*, 77(4), 567–583. <https://doi.org/10.2307/2006749>
- Lansing, J. B., & Morgan, J. N. (1955). Consumer Finances over the Life Cycle (Vol. Consumer behavior 2.). New York: New York University Press.
- Lexartza, L., Chaves, M. J., Carcedo, A., & Sánchez, A. (2019). *La brecha salarial entre hombres y mujeres en América Latina: En el camino hacia la igualdad salarial*. https://www.ilo.org/wcmsp5/groups/public/---americas/---ro-lima/documents/publication/wcms_697670.pdf
- Long, C. (1958). Labor Force, Income, and Employment. National Bureau of Economic Research.
- Lucas, R. E. (1967). Adjustment Costs and the Theory of Supply. *Journal of Political Economy*, 75(4, Part 1), 321–334. <https://doi.org/10.1086/259289>
- Mahoney, T. A. (1961). Factors Determining the Labor-Force Participation of Married Women. *ILR Review*, 563-577. doi:<https://doi.org/10.2307/2520132>
- Marshall, A. (1920). Principles of Economics. In *Journal of Chemical Information and Modeling* (Eighth Edi). PALGRAVE MACMILLAN.
- Martinez, C., Quintero, C., & Viñanto, L. (2015). Discriminación de género en redes laborales. *Ensayos Revista de Economía*, 34(2), 1–34.
- Mayer F., D., & Cordourier R., G. (2001). LA BRECHA SALARIAL Y LA TEORÍA DE IGUALDAD DE OPORTUNIDADES: Un estudio de género para el caso

- mexicano. *El Trimestre Económico*, 68(269(1)), 71–107.
- Mellado M., C. (2019). Un análisis multidisciplinar. In *Retos en materia de igualdad de género en el siglo XXI* (pp. 175–179).
- Mincer, J. (1962). Labor Force Participation of Married Women: A Study of Labor Supply. In *Aspects of Labor Economics* (Vol. 1, Issue 06, pp. 63–106).
- Mincer, J. (1974a). Schooling, experience, and earnings. Human behavior & social institutions. In *Education, Income, and Human Behavior: Vol. I* (Issue August).
- Mincer, J. (1974b). The human capital earnings function. *Schooling, Experience, and Earnings, I*, 83–96.
- Mincer, J., & Polachek, S. (1974). Family Investments in Human Capital: Earnings of Women. *Journal of Political Economy*, 82(2, Part 2), 76–110. <https://doi.org/10.1086/260294>
- Montenegro, C. (2001). Wage Distribution in Chile : Does Gender Matter ? A Quantile Regression Approach. In *Gender and Development* (Issue 20).
- Naciones Unidas. (13 de Marzo de 2017). Objetivos de desarrollo sostenible. Obtenido de ONU Mujeres afirma que la brecha salarial del 23% entre mujeres y hombres es un robo: <https://www.un.org/sustainabledevelopment/es/2017/03/onu-mujeres-afirma-que-la-brecha-salarial-del-23-entre-mujeres-y-hombres-es-un-robo/>
- Naciones Unidas. (25 de Mayo de 2021). Día Mundial contra el Trabajo Infantil,. Obtenido de COVID-19: Protejamos a los niños contra el trabajo infantil, ¡ahora más que nunca!: <https://www.un.org/es/observances/World-Day-Against-Child-Labour>
- Nicodemo, C. (2009). Gender Pay Gap and Quantile Regression in European Families. *IZA Discussion Paper Series*, 3978. <http://www.econstor.eu/handle/10419/35402>
- North, D. C. (1990). *Institutions, Institutional Change and Economic*

Performance.

[https://books.google.com.ec/books?hl=es&lr=&id=oFnWbTqgNPYC&oi=fnd&pg=PR6&dq=North+\(1990\)&ots=s_jtUaEmV5&sig=dLRVqI-_Eht9-r7_W5miuEI2Vuc#v=onepage&q=North+\(1990\)&f=false](https://books.google.com.ec/books?hl=es&lr=&id=oFnWbTqgNPYC&oi=fnd&pg=PR6&dq=North+(1990)&ots=s_jtUaEmV5&sig=dLRVqI-_Eht9-r7_W5miuEI2Vuc#v=onepage&q=North+(1990)&f=false)

Oláh, L. S., Kotowska, I. E., & Richter, R. (2018). The New Roles of Men and Women and Implications for Families and Societies. A Demographic Perspective on Gender, Family and Health in Europe. doi:https://doi.org/10.1007/978-3-319-72356-3_4

ONU Mujeres. (2017). El progreso de las mujeres en américa latina y el caribe 2017. In *El progreso de las mujeres en américa latina y el caribe 2017*. <https://doi.org/10.18356/5fd0ed83-es>

Peñas, I. L. (2002). La discriminación salarial por razones de género: un análisis empírico del sector privado en España. *Reis: Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 98, 171–196.

Perticará, M., & Astudillo, A. (2009). ¿Qué tan alta puede ser la brecha de salarios en Chile? Investigando diferencias salariales entre hombres y mujeres a partir de regresiones de cuantiles. *Proyecto FONDECY*, 1–34.

Phelps, E. S. (1972). The Statistical Theory of Racism and Sexism. *The American Economic Review*, 62(4), 659–661.

Piketty, T. (2014). La desigualdad de los ingresos laborales. In *El capital en el siglo XXI* (Issue 28, pp. 286–317). <https://doi.org/10.4206/racs.2015.n28-12>

Sakellariou, C. (2004). The use of quantile regressions in estimating gender wage differentials: A case study of the Philippines. *Applied Economics*, 36(9), 1001–1007. <https://doi.org/10.1080/0003684042000233230>

Salazar Ferreira, C., García García, K., Macías Leiva, L., Pérez Acellanada, A., & Tomsich, C. (2010). *MUJERES Y HOMBRES del Ecuador en Cifras III* (Instituto Nacional de Estadística y Censos & ONU Mujeres (eds.)).

Sandoval V., J. F., & Hernández C., G. (2018). Crítica a la teoría del capital humano, educación y desarrollo socioeconómico. In *Revista Ensayos*

Pedagógicos (Vol. 13, Issue 2, pp. 137–160).
<https://doi.org/10.15359/rep.13-2.7>

Schultz, T. W. (1961). Investment in Human Capital. *The American Economic Review*, 51(1), 1–17.

Sepúlveda, B., Algarra Paredes, Á., & Ramos Melero, R. (2012). Explicaciones Teóricas de la Discriminación de la Mujer en el Mercado de Trabajo: Fundamentos Microeconómicos. *REVISTA INTERNACIONAL DE CIENCIAS SOCIALES*, 1(1), 111–123.

Singh, K., & Xie, M. (2010). Bootstrap: A Statistical Method. Rutgers University. Obtenido de <https://www.stat.rutgers.edu/home/mxie/rcpapers/bootstrap.pdf>

Solberg, E., & Laughlin, T. (1995). The Gender Pay Gap, Fringe Benefits, and Occupational Crowding. *Industrial and Labor Relations Review*, 48(4), 692–708. <https://doi.org/10.2307/2524351>

Sorkin, I. (2017). The role of firms in gender earnings inequality: Evidence from the United States. *American Economic Review*, 107(5), 384–387. <https://doi.org/10.1257/aer.p20171015>

Valle, C. (2018). Atlas de Género INEC. In *Instituto Nacional de Estadística y Censos*. https://www.ecuadorencifras.gob.ec/documentos/web-inec/Bibliotecas/Libros/Atlas_de_Genero_Final.pdf
http://www.ecuadorencifras.gob.ec/documentos/web-inec/Bibliotecas/Libros/Atlas_de_Genero_Final.pdf

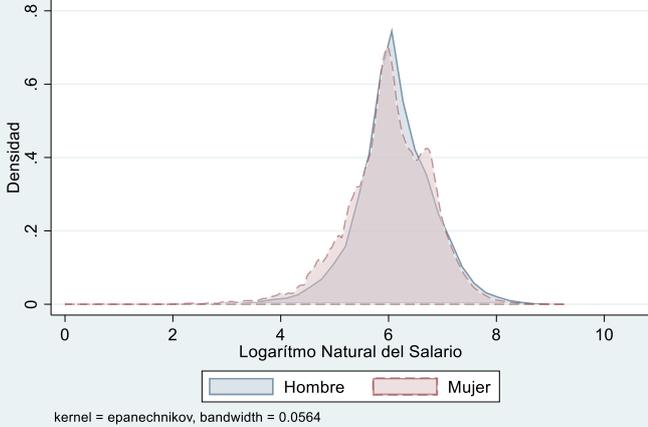
Varian, H. R. (2015). MICROECONOMIA INTERMEDIA (9ª ED.). Barcelona: Antoni Bosch.

Zamudio C., A. (2001). LA ESCOLARIDAD Y LA DISTRIBUCIÓN CONDICIONAL DEL INGRESO: Una aplicación de regresión cuantil. *El Trimestre Económico*, 68(269(19), 39–70.

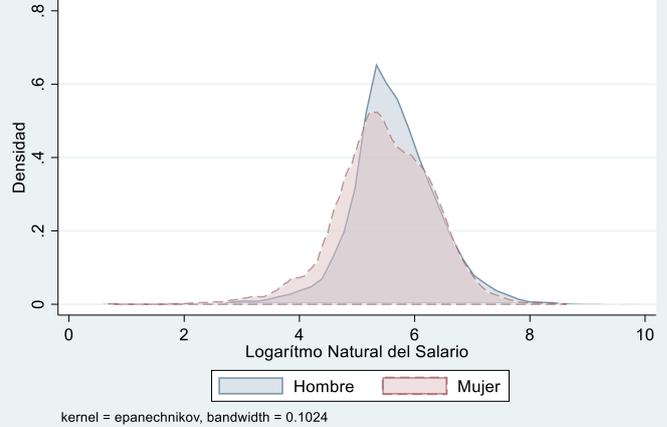
ANEXOS

Anexo 1: Distribución parcial del logaritmo del salario según género por año

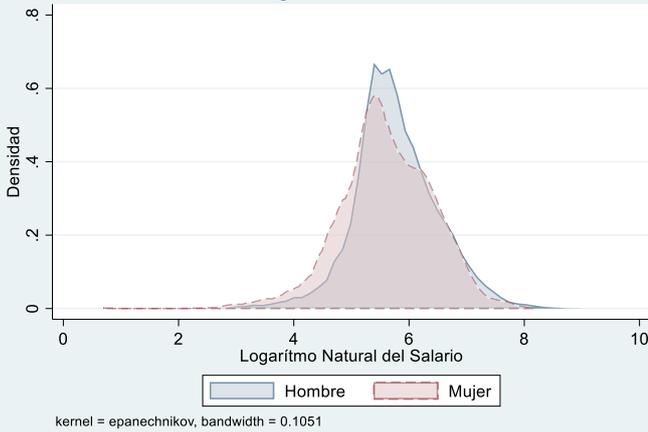
Distribución del logaritmo natural del salario 2007-2017



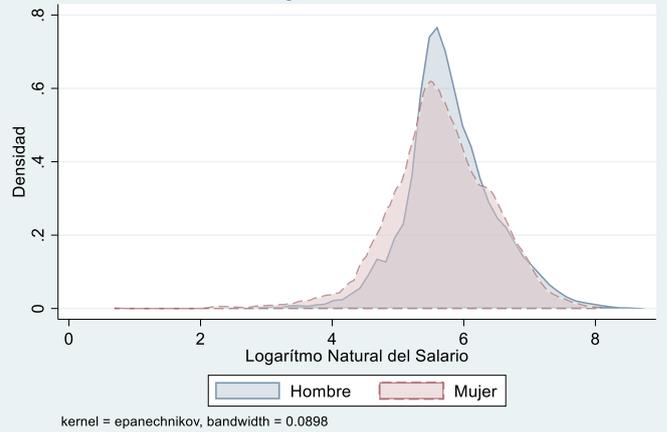
Distribución del logaritmo natural del salario 2007



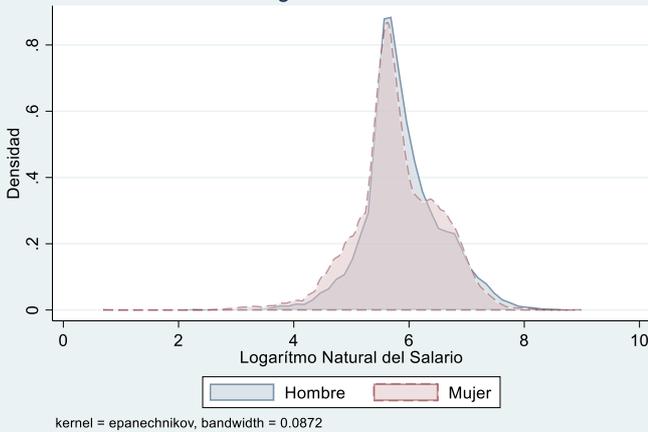
Distribución del logaritmo natural del salario 2008



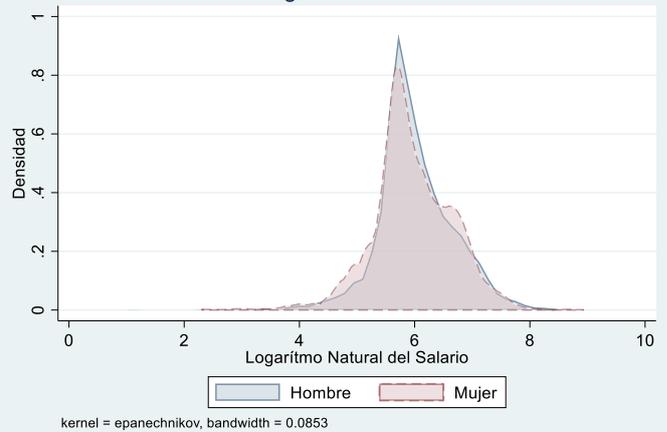
Distribución del logaritmo natural del salario 2009



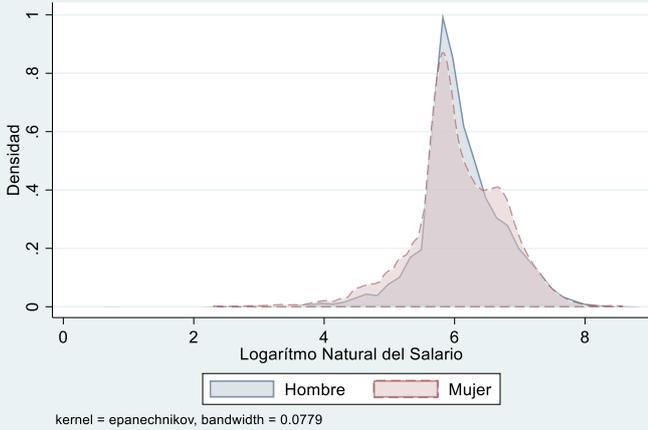
Distribución del logaritmo natural del salario 2010



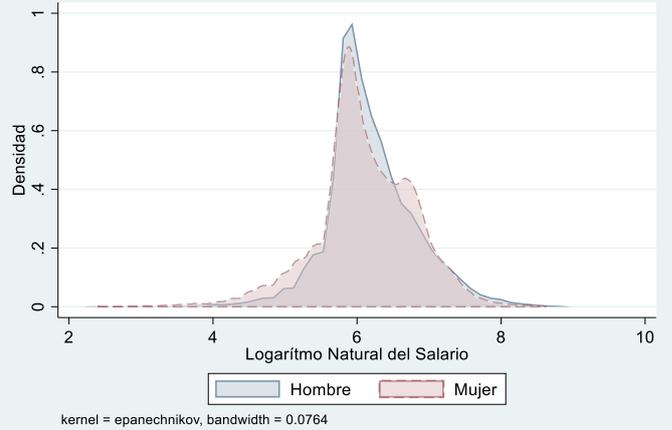
Distribución del logaritmo natural del salario 2011



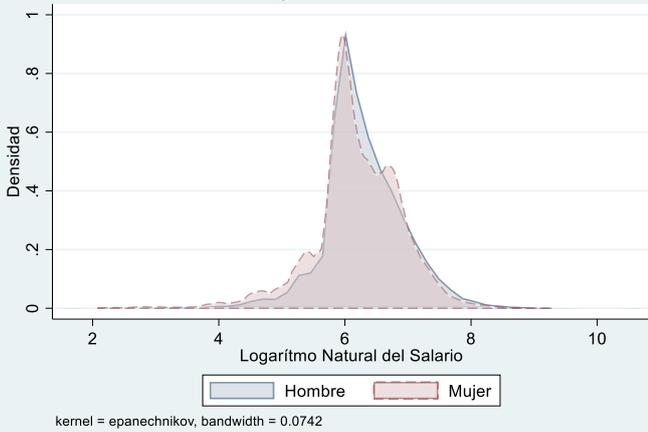
Distribución del logaritmo natural del salario 2012



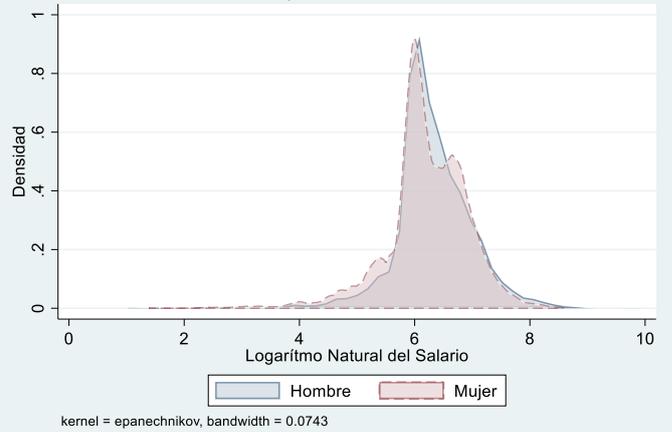
Distribución del logaritmo natural del salario 2013



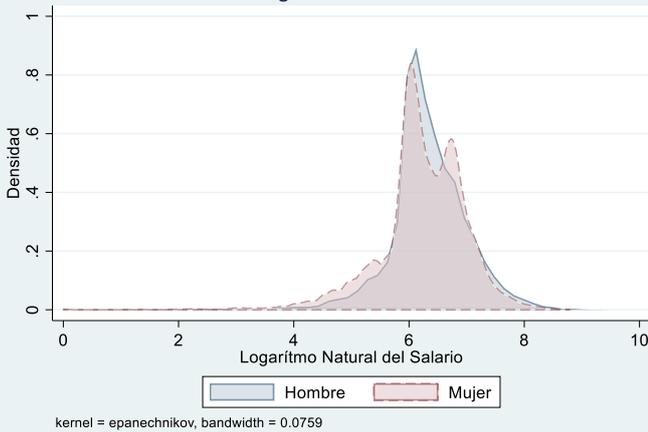
Distribución del logaritmo natural del salario 2014



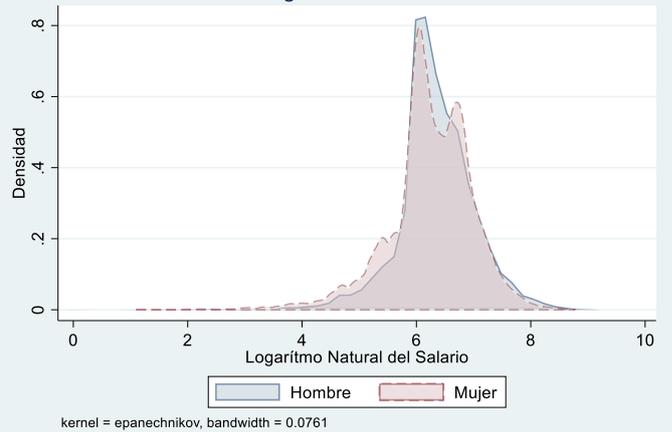
Distribución del logaritmo natural del salario 2015



Distribución del logaritmo natural del salario 2016



Distribución del logaritmo natural del salario 2017



Anexo 2: Resultados de las regresiones por año

Variable dependiente: Logaritmo natural del salario

Año: 2007

	Q=0,10	Q=0,25	Q=0,50	Q=0,75	Q=0,90	MCO
mujer	-0,2874***	-0,2398***	-0,2501***	-0,2652***	-0,3017***	-0,2822***
ES	(0,03)	(0,02)	(0,02)	(0,02)	(0,03)	(0,02)
IC 95	[-0,3479;-0,2269]	[-0,2755;-0,2041]	[-0,2866;-0,2136]	[-0,3071;-0,2233]	[-0,3695;-0,2340]	[-0,3170;-0,2475]
aedu	0,0427***	0,0461***	0,0567***	0,0717***	0,0905***	0,0658***
ES	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
experiencia	0,0165***	0,0186***	0,0202***	0,0275***	0,0352***	0,0246***
ES	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
experiencia2	-0,0003**	-0,0003***	-0,0003***	-0,0005***	-0,0005***	-0,0004***
ES	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
Casado_UnionLibre	0,0856*	0,0510**	0,0594**	0,1110***	0,1315***	0,1028***
ES	(0,04)	(0,02)	(0,02)	(0,02)	(0,03)	(0,02)
urbano	0,3254***	0,2191***	0,1621***	0,1622***	0,1870***	0,2255***
ES	(0,04)	(0,02)	(0,02)	(0,02)	(0,03)	(0,02)
minorias	-0,0404	-0,0455	-0,0993***	-0,0860*	-0,0195	-0,0493
ES	(0,05)	(0,03)	(0,03)	(0,04)	(0,05)	(0,03)
sectorpub	0,0892*	0,0982***	0,1175**	0,1026**	-0,0383	0,0633*
ES	(0,04)	(0,03)	(0,04)	(0,04)	(0,06)	(0,03)
sector2	0,0023	-0,0381	-0,0715*	-0,1750***	-0,1830***	-0,0951**
ES	(0,05)	(0,04)	(0,03)	(0,03)	(0,05)	(0,03)
sector3	0,0245	0,0146	-0,0094	-0,0770*	-0,0941*	-0,046
ES	(0,05)	(0,03)	(0,03)	(0,03)	(0,04)	(0,03)
emp_MyG	0,2920***	0,2251***	0,2271***	0,2904***	0,3601***	0,2907***
ES	(0,03)	(0,02)	(0,02)	(0,03)	(0,05)	(0,02)
antiguedad	0,0095***	0,0094***	0,0102***	0,0087***	0,0070**	0,0093***
ES	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
afiliado	0,3915***	0,3144***	0,2274***	0,1649***	0,1281***	0,2307***
ES	(0,04)	(0,02)	(0,02)	(0,02)	(0,03)	(0,02)
menor12	-0,0221	-0,0146*	-0,0248**	-0,0318***	-0,0354***	-0,0295***
ES	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)
costa	-0,1101	-0,1169***	-0,1227**	-0,1862**	-0,2834***	-0,1568***
ES	(0,07)	(0,03)	(0,04)	(0,06)	(0,07)	(0,04)
sierra	0,0361	0,0266	0,0313	-0,0343	-0,114	0,0006
ES	(0,07)	(0,03)	(0,04)	(0,06)	(0,08)	(0,04)
_cons	3,7883***	4,2272***	4,5212***	4,7408***	4,8620***	4,3492***
ES	(0,10)	(0,06)	(0,06)	(0,08)	(0,11)	(0,06)
N				10195		

Intervalo de confianza entre corchetes

Errores estándar bootstrap/robustos entre paréntesis

* p<0,10, ** p<0,05, *** p<0,01

Variable dependiente: Logaritmo natural del salario

Año: 2008

	Q=0,10	Q=0,25	Q=0,50	Q=0,75	Q=0,90	MCO
mujer	-0,2495***	-0,2169***	-0,2073***	-0,2503***	-0,2980***	-0,2684***
ES	(0,02)	(0,02)	(0,02)	(0,02)	(0,03)	(0,02)
IC 95	[-0,2983;-0,2007]	[-0,2522;-0,1816]	[-0,2370;-0,1775]	[-0,2898;-0,2107]	[-0,3529;-0,2431]	[-0,2997;-0,2371]
aedu	0,0367***	0,0425***	0,0497***	0,0624***	0,0845***	0,0601***
ES	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
experiencia	0,0186***	0,0195***	0,0207***	0,0193***	0,0274***	0,0227***
ES	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
experiencia2	-0,0004***	-0,0004***	-0,0004***	-0,0003***	-0,0004***	-0,0004***
ES	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
Casado_ UnionLibre	0,0688*	0,0694***	0,1012***	0,1380***	0,1284***	0,1088***
ES	(0,03)	(0,02)	(0,02)	(0,02)	(0,03)	(0,02)
urbano	0,1614***	0,1905***	0,1762***	0,1777***	0,1801***	0,1849***
ES	(0,03)	(0,02)	(0,02)	(0,02)	(0,03)	(0,02)
minorias	-0,1805***	-0,1406***	-0,0805**	-0,0625	-0,0207	-0,1325***
ES	(0,04)	(0,04)	(0,03)	(0,03)	(0,04)	(0,03)
sectorpub	0,1013**	0,1159***	0,1809***	0,2260***	0,1720***	0,1471***
ES	(0,03)	(0,03)	(0,03)	(0,04)	(0,04)	(0,03)
sector2	-0,0346	-0,0599	-0,0710*	-0,1225***	-0,2139**	-0,1217***
ES	(0,05)	(0,04)	(0,03)	(0,04)	(0,07)	(0,03)
sector3	0,0379	-0,0053	-0,0542	-0,0723*	-0,1476*	-0,0729**
ES	(0,05)	(0,03)	(0,03)	(0,03)	(0,07)	(0,03)
emp_MyG	0,2079***	0,1824***	0,2073***	0,2136***	0,2275***	0,2222***
ES	(0,03)	(0,02)	(0,02)	(0,03)	(0,03)	(0,02)
antiguedad	0,0126***	0,0107***	0,0102***	0,0104***	0,0076***	0,0098***
ES	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
afiliado	0,5037***	0,3168***	0,2252***	0,1540***	0,1034***	0,2571***
ES	(0,03)	(0,02)	(0,02)	(0,02)	(0,03)	(0,02)
menor12	-0,0200	-0,0270***	-0,0208**	-0,0185**	-0,0255**	-0,0193**
ES	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)
costa	-0,1877***	-0,2046***	-0,2469***	-0,2552***	-0,2898***	-0,2414***
ES	(0,06)	(0,04)	(0,03)	(0,04)	(0,04)	(0,03)
sierra	-0,1162*	-0,1083**	-0,1352***	-0,0949**	-0,0863	-0,1066***
ES	(0,06)	(0,04)	(0,03)	(0,04)	(0,04)	(0,03)
_cons	4,1662***	4,5174***	4,7980***	4,9631***	5,0864***	4,6419***
ES	(0,10)	(0,06)	(0,05)	(0,06)	(0,08)	(0,05)
N	10338					

Intervalo de confianza entre corchetes

Errores estándar bootstrap/robustos entre paréntesis

* p<0,10, ** p<0,05, *** p<0,01

Variable dependiente: Logaritmo natural del salario

Año: 2009

	Q=0,10	Q=0,25	Q=0,50	Q=0,75	Q=0,90	MCO
mujer	-0,1791***	-0,1989***	-0,1934***	-0,2488***	-0,2875***	-0,2537***
ES	(0,03)	(0,02)	(0,02)	(0,02)	(0,04)	(0,02)
IC 95	[-0,2303;-0,1279]	[-0,2382;-0,1596]	[-0,2247;-0,1620]	[-0,2871;-0,2105]	[-0,3568;-0,2182]	[-0,2850;-0,2224]
aedu	0,0392***	0,0412***	0,0501***	0,0656***	0,0845***	0,0605***
ES	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
experiencia	0,0154***	0,0165***	0,0207***	0,0261***	0,0305***	0,0236***
ES	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
experiencia2	-0,0003***	-0,0003***	-0,0003***	-0,0004***	-0,0004***	-0,0004***
ES	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
Casado_ UnionLibre	0,0321	0,0273	0,0462**	0,0814***	0,0556	0,0464**
ES	(0,03)	(0,02)	(0,02)	(0,02)	(0,03)	(0,02)
urbano	0,1465***	0,1106***	0,1138***	0,1085***	0,1317***	0,1302***
ES	(0,03)	(0,02)	(0,02)	(0,02)	(0,03)	(0,02)
minorias	-0,0418	-0,04	-0,0258	0,0252	0,0215	-0,0205
ES	(0,04)	(0,03)	(0,03)	(0,03)	(0,04)	(0,03)
sectorpub	0,1056**	0,1381***	0,1362***	0,1340***	0,1268*	0,1261***
ES	(0,04)	(0,03)	(0,03)	(0,04)	(0,06)	(0,03)
sector2	0,0375	0,0087	-0,0508	-0,0891**	-0,2395***	-0,0754*
ES	(0,05)	(0,03)	(0,03)	(0,03)	(0,05)	(0,03)
sector3	0,0585	0,0095	-0,0196	-0,0237	-0,1545**	-0,0466
ES	(0,05)	(0,03)	(0,03)	(0,03)	(0,05)	(0,03)
emp_MyG	0,1613***	0,1448***	0,1979***	0,2379***	0,2654***	0,2135***
ES	(0,03)	(0,02)	(0,02)	(0,03)	(0,05)	(0,02)
antiguedad	0,0079***	0,0100***	0,0107***	0,0097***	0,0068**	0,0092***
ES	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
afiliado	0,5877***	0,3904***	0,2368***	0,1619***	0,0935**	0,2869***
ES	(0,04)	(0,02)	(0,02)	(0,02)	(0,03)	(0,02)
menor12	-0,0097	-0,0006	-0,0086	-0,0202**	-0,0259*	-0,0086
ES	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)
costa	-0,0646	-0,0748	-0,1110**	-0,1320***	-0,1115*	-0,1187***
ES	(0,06)	(0,05)	(0,04)	(0,04)	(0,05)	(0,03)
sierra	0,0129	-0,0064	-0,0254	-0,0247	0,0375	-0,0017
ES	(0,06)	(0,05)	(0,04)	(0,04)	(0,05)	(0,03)
_cons	4,0133***	4,4673***	4,7237***	4,8613***	5,0318***	4,5711***
ES	(0,10)	(0,07)	(0,05)	(0,06)	(0,08)	(0,05)
N	10153					

Intervalo de confianza entre corchetes

Errores estándar bootstrap/robustos entre paréntesis

* p<0,10, ** p<0,05, *** p<0,01

Variable dependiente: Logaritmo natural del salario

Año: 2010

	Q=0,10	Q=0,25	Q=0,50	Q=0,75	Q=0,90	MCO
mujer	-0,1280***	-0,1447***	-0,1679***	-0,2139***	-0,2568***	-0,2045***
ES	(0,02)	(0,01)	(0,01)	(0,02)	(0,03)	(0,01)
IC 95	[-0,1644;-0,0915]	[-0,1723;-0,1171]	[-0,1942;-0,1417]	[-0,2482;-0,1797]	[-0,3064;-0,2072]	[-0,2316;-0,1775]
aedu	0,0256***	0,0342***	0,0462***	0,0657***	0,0813***	0,0566***
ES	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
experiencia	0,0145***	0,0114***	0,0143***	0,0229***	0,0320***	0,0220***
ES	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
experiencia2	-0,0003***	-0,0002***	-0,0002***	-0,0003***	-0,0004***	-0,0004***
ES	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
Casado_ UnionLibre	0,0692***	0,0894***	0,0618***	0,0653***	0,0888***	0,0890***
ES	(0,02)	(0,01)	(0,01)	(0,02)	(0,03)	(0,01)
urbano	0,1611***	0,1169***	0,1134***	0,1106***	0,1061***	0,1351***
ES	(0,02)	(0,02)	(0,01)	(0,02)	(0,03)	(0,02)
minorias	-0,0596*	-0,0381*	-0,0197	-0,0543*	-0,0428	-0,0476*
ES	(0,03)	(0,02)	(0,02)	(0,02)	(0,03)	(0,02)
sectorpub	0,0997***	0,1322***	0,2590***	0,2947***	0,2139***	0,1694***
ES	(0,02)	(0,02)	(0,03)	(0,03)	(0,04)	(0,02)
sector2	-0,0695	-0,0417	-0,1063***	-0,1753***	-0,2292***	-0,1265***
ES	(0,04)	(0,02)	(0,02)	(0,04)	(0,05)	(0,03)
sector3	-0,05	-0,044	-0,0943***	-0,1244**	-0,1061*	-0,0808**
ES	(0,04)	(0,02)	(0,02)	(0,04)	(0,04)	(0,03)
emp_MyG	0,1213***	0,1122***	0,1258***	0,1614***	0,2012***	0,1742***
ES	(0,02)	(0,01)	(0,02)	(0,03)	(0,03)	(0,02)
antiguedad	0,0088***	0,0110***	0,0097***	0,0062***	0,0065***	0,0088***
ES	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
afiliado	0,5957***	0,3539***	0,2321***	0,1561***	0,1260***	0,2733***
ES	(0,03)	(0,02)	(0,01)	(0,02)	(0,03)	(0,02)
menor12	-0,011	-0,0186*	-0,0042	0,0041	-0,003	-0,0014
ES	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)
costa	-0,0494	-0,0949*	-0,1141**	-0,1600***	-0,2645***	-0,1443***
ES	(0,05)	(0,04)	(0,04)	(0,03)	(0,06)	(0,03)
sierra	0,0204	-0,0212	-0,0171	-0,0232	-0,1173*	-0,0184
ES	(0,05)	(0,04)	(0,04)	(0,03)	(0,06)	(0,03)
_cons	4,3590***	4,7413***	4,9518***	5,0316***	5,1870***	4,7299***
ES	(0,08)	(0,06)	(0,05)	(0,06)	(0,08)	(0,05)
N	11058					

Intervalo de confianza entre corchetes

Errores estándar bootstrap/robustos entre paréntesis

* p<0,10, ** p<0,05, *** p<0,01

Variable dependiente: Logaritmo natural del salario

Año: 2011

	Q=0,10	Q=0,25	Q=0,50	Q=0,75	Q=0,90	MCO
mujer	-0,1228***	-0,1240***	-0,1531***	-0,2092***	-0,2067***	-0,1892***
ES	(0,03)	(0,02)	(0,01)	(0,02)	(0,03)	(0,02)
IC 95	[-0,1775;-0,0682]	[-0,1574;-0,0906]	[-0,1805;-0,1256]	[-0,2439;-0,1745]	[-0,2604;-0,1531]	[-0,2226;-0,1558]
aedu	0,0246***	0,0377***	0,0475***	0,0567***	0,0711***	0,0514***
ES	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
experiencia	0,0172***	0,0167***	0,0174***	0,0205***	0,0242***	0,0227***
ES	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
experiencia2	-0,0003***	-0,0003***	-0,0003***	-0,0003***	-0,0003***	-0,0004***
ES	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
Casado_ UnionLibre	0,032	0,0629***	0,0772***	0,0712***	0,0993***	0,0778***
ES	(0,02)	(0,02)	(0,02)	(0,02)	(0,03)	(0,02)
urbano	0,1289***	0,0873***	0,0797***	0,0520*	0,0625*	0,0718**
ES	(0,03)	(0,02)	(0,02)	(0,02)	(0,03)	(0,02)
minorias	-0,01	0,0094	-0,0203	-0,0563*	-0,0634	-0,0508
ES	(0,05)	(0,02)	(0,02)	(0,03)	(0,03)	(0,03)
sectorpub	0,1624***	0,2555***	0,3062***	0,2857***	0,2620***	0,2372***
ES	(0,04)	(0,03)	(0,03)	(0,03)	(0,04)	(0,03)
sector2	0,105	-0,0128	-0,009	-0,0454	-0,0909	0,0258
ES	(0,08)	(0,04)	(0,03)	(0,04)	(0,05)	(0,05)
sector3	0,0915	0,0161	0,0082	0,0054	-0,032	0,061
ES	(0,08)	(0,04)	(0,03)	(0,03)	(0,04)	(0,05)
emp_MyG	0,1057***	0,1378***	0,1482***	0,2006***	0,2230***	0,1928***
ES	(0,02)	(0,02)	(0,02)	(0,02)	(0,04)	(0,02)
antiguedad	0,0062**	0,0084***	0,0101***	0,0095***	0,0086***	0,0092***
ES	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
afiliado	0,6935***	0,3987***	0,2358***	0,1690***	0,1198***	0,3226***
ES	(0,05)	(0,02)	(0,02)	(0,02)	(0,03)	(0,02)
menor12	0,0117	0,0018	-0,0021	-0,0036	-0,0002	0,0098
ES	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)
costa	-0,107	-0,0954*	-0,0979	-0,2250**	-0,1504**	-0,1279**
ES	(0,07)	(0,04)	(0,07)	(0,08)	(0,05)	(0,04)
sierra	-0,1317	-0,0806	-0,0707	-0,1855*	-0,0565	-0,0937*
ES	(0,07)	(0,04)	(0,07)	(0,08)	(0,05)	(0,04)
_cons	4,3414***	4,6868***	4,9139***	5,2412***	5,2292***	4,7387***
ES	(0,12)	(0,06)	(0,08)	(0,09)	(0,07)	(0,07)
N	9739					

Intervalo de confianza entre corchetes

Errores estándar bootstrap/robustos entre paréntesis

* p<0,10, ** p<0,05, *** p<0,01

Variable dependiente: Logaritmo natural del salario

Año: 2012

	Q=0,10	Q=0,25	Q=0,50	Q=0,75	Q=0,90	MCO
mujer	-0,1012***	-0,1046***	-0,1250***	-0,1694***	-0,2118***	-0,1627***
ES	(0,02)	(0,01)	(0,01)	(0,02)	(0,03)	(0,01)
IC 95	[-0,1491;-0,0533]	[-0,1307;-0,0786]	[-0,1525;-0,0974]	[-0,2024;-0,1364]	[-0,2669;-0,1567]	[-0,1919;-0,1335]
aedu	0,0265***	0,0311***	0,0412***	0,0563***	0,0674***	0,0456***
ES	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
experiencia	0,0113***	0,0140***	0,0171***	0,0189***	0,0220***	0,0195***
ES	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
experiencia2	-0,0002**	-0,0002***	-0,0003***	-0,0003***	-0,0003***	-0,0004***
ES	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
Casado_UnionLibre	0,0523*	0,0536***	0,0482***	0,0547**	0,0473	0,0692***
ES	(0,02)	(0,01)	(0,01)	(0,02)	(0,03)	(0,02)
urbano	0,1927***	0,1263***	0,1208***	0,0933***	0,1057***	0,1514***
ES	(0,04)	(0,02)	(0,01)	(0,02)	(0,03)	(0,02)
minorias	-0,014	-0,0339	-0,0437*	-0,0154	-0,0625	-0,0372
ES	(0,03)	(0,02)	(0,02)	(0,02)	(0,03)	(0,02)
sectorpub	0,1885***	0,2550***	0,3041***	0,2903***	0,2199***	0,2526***
ES	(0,03)	(0,02)	(0,02)	(0,03)	(0,04)	(0,02)
sector2	-0,0579	-0,051	-0,0760**	-0,0942**	-0,1192	-0,0817*
ES	(0,09)	(0,03)	(0,03)	(0,03)	(0,09)	(0,04)
sector3	-0,0011	-0,0173	-0,0475	-0,0277	-0,0563	-0,0187
ES	(0,08)	(0,02)	(0,03)	(0,03)	(0,08)	(0,03)
emp_MyG	0,1216***	0,1077***	0,1371***	0,1518***	0,2218***	0,1690***
ES	(0,02)	(0,02)	(0,02)	(0,02)	(0,03)	(0,02)
antiguedad	0,0058**	0,0070***	0,0073***	0,0085***	0,0077***	0,0081***
ES	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
afiliado	0,6561***	0,3699***	0,2199***	0,1571***	0,1496***	0,3067***
ES	(0,06)	(0,02)	(0,02)	(0,02)	(0,03)	(0,02)
menor12	0,0002	-0,0046	-0,0071	-0,0006	0,0153	-0,0029
ES	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)
costa	-0,1112*	-0,0638*	-0,0709*	-0,1691***	-0,1538***	-0,0877**
ES	(0,06)	(0,03)	(0,03)	(0,04)	(0,03)	(0,03)
sierra	-0,1308*	-0,0245	0,0076	-0,0664	-0,0421	-0,0156
ES	(0,06)	(0,03)	(0,03)	(0,04)	(0,03)	(0,03)
_cons	4,5207***	4,8929***	5,1037***	5,2844***	5,3649***	4,9278***
ES	(0,10)	(0,05)	(0,05)	(0,06)	(0,09)	(0,05)
N	10032					

Intervalo de confianza entre corchetes

Errores estándar bootstrap/robustos entre paréntesis

* p<0,10, ** p<0,05, *** p<0,01

Variable dependiente: Logaritmo natural del salario

Año: 2013

	Q=0,10	Q=0,25	Q=0,50	Q=0,75	Q=0,90	MCO
mujer	-0,1334***	-0,1413***	-0,1423***	-0,1852***	-0,2269***	-0,1933***
ES	(0,02)	(0,01)	(0,01)	(0,02)	(0,03)	(0,01)
IC 95	[-0,1742;-0,0926]	[-0,1674;-0,1153]	[-0,1695;-0,1151]	[-0,2206;-0,1499]	[-0,2776;-0,1762]	[-0,2200;-0,1666]
aedu	0,0357***	0,0371***	0,0490***	0,0603***	0,0767***	0,0585***
ES	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
experiencia	0,0123***	0,0135***	0,0177***	0,0198***	0,0261***	0,0194***
ES	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
experiencia2	-0,0002***	-0,0002***	-0,0003***	-0,0003***	-0,0004***	-0,0003***
ES	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
Casado_UnionLibre	0,0550**	0,0580***	0,0736***	0,0844***	0,1211***	0,1020***
ES	(0,02)	(0,01)	(0,01)	(0,02)	(0,02)	(0,01)
urbano	0,0843***	0,0813***	0,0754***	0,1125***	0,0970***	0,0999***
ES	(0,02)	(0,01)	(0,01)	(0,02)	(0,03)	(0,01)
minorias	-0,0014	-0,0193	-0,0296	-0,0491*	-0,0472	-0,0237
ES	(0,02)	(0,02)	(0,02)	(0,02)	(0,04)	(0,02)
sectorpub	0,1613***	0,1940***	0,1737***	0,1807***	0,1431**	0,1426***
ES	(0,03)	(0,02)	(0,03)	(0,03)	(0,05)	(0,02)
sector2	-0,0930**	-0,1060***	-0,1325***	-0,1876***	-0,2160***	-0,1701***
ES	(0,04)	(0,02)	(0,03)	(0,03)	(0,05)	(0,02)
sector3	-0,0812*	-0,0922***	-0,0909***	-0,1114***	-0,1498***	-0,1313***
ES	(0,03)	(0,02)	(0,02)	(0,03)	(0,04)	(0,02)
emp_MyG	0,1018***	0,1574***	0,1863***	0,2070***	0,2396***	0,2188***
ES	(0,02)	(0,02)	(0,02)	(0,02)	(0,03)	(0,02)
antiguedad	0,0071***	0,0077***	0,0076***	0,0076***	0,0085***	0,0083***
ES	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
afiliado	0,6633***	0,3283***	0,1946***	0,1437***	0,0896**	0,2504***
ES	(0,04)	(0,02)	(0,01)	(0,02)	(0,03)	(0,02)
menor12	0,0007	-0,0034	-0,0022	0,0004	-0,0236	-0,0061
ES	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)
costa	-0,0898*	-0,1438***	-0,1866***	-0,2640***	-0,2733***	-0,1941***
ES	(0,04)	(0,04)	(0,03)	(0,03)	(0,06)	(0,03)
sierra	-0,0197	-0,0587	-0,0621*	-0,1128***	-0,1358*	-0,0708*
ES	(0,04)	(0,04)	(0,03)	(0,03)	(0,06)	(0,03)
_cons	4,5754***	5,0742***	5,2443***	5,4571***	5,5960***	5,1040***
ES	(0,07)	(0,05)	(0,05)	(0,06)	(0,09)	(0,04)
N	11194					

Intervalo de confianza entre corchetes

Errores estándar bootstrap/robustos entre paréntesis

* p<0,10, ** p<0,05, *** p<0,01

Variable dependiente: Logaritmo natural del salario

Año: 2014

	Q=0,10	Q=0,25	Q=0,50	Q=0,75	Q=0,90	MCO
mujer	-0,1151***	-0,1320***	-0,1505***	-0,1996***	-0,1903***	-0,1941***
ES	(0,02)	(0,01)	(0,01)	(0,02)	(0,02)	(0,01)
IC 95	[-0,1450;-0,0852]	[-0,1540;-0,1100]	[-0,1700;-0,1311]	[-0,2291;-0,1701]	[-0,2324;-0,1481]	[-0,2176;-0,1706]
aedu	0,0258***	0,0304***	0,0407***	0,0546***	0,0732***	0,0512***
ES	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
experiencia	0,0168***	0,0150***	0,0157***	0,0190***	0,0275***	0,0232***
ES	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
experiencia2	-0,0003***	-0,0003***	-0,0003***	-0,0003***	-0,0004***	-0,0004***
ES	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
Casado_UnionLibre	0,0531***	0,0542***	0,0798***	0,1008***	0,1135***	0,0944***
ES	(0,02)	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,02)	(0,01)
urbano	0,0354*	0,0397**	0,0623***	0,0538**	0,0817*	0,0778***
ES	(0,02)	(0,01)	(0,01)	(0,02)	(0,03)	(0,02)
minorias	-0,0545	-0,0366	-0,0251	-0,0099	0,0188	-0,0315
ES	(0,03)	(0,02)	(0,02)	(0,02)	(0,03)	(0,02)
sectorpub	0,2012***	0,2672***	0,2818***	0,3101***	0,1863***	0,2406***
ES	(0,02)	(0,02)	(0,02)	(0,03)	(0,04)	(0,02)
sector2	0,0074	-0,0466*	-0,0722***	-0,0775**	-0,1276***	-0,0895***
ES	(0,03)	(0,02)	(0,02)	(0,03)	(0,04)	(0,02)
sector3	-0,0252	-0,0585***	-0,0770***	-0,0643*	-0,0814*	-0,0889***
ES	(0,03)	(0,02)	(0,02)	(0,03)	(0,03)	(0,02)
emp_MyG	0,1254***	0,1291***	0,1722***	0,2121***	0,2770***	0,2236***
ES	(0,02)	(0,01)	(0,01)	(0,02)	(0,03)	(0,01)
antiguedad	0,0072***	0,0068***	0,0049***	0,0051***	0,0047**	0,0059***
ES	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
afiliado	0,6450***	0,3359***	0,1784***	0,1112***	0,0549*	0,2525***
ES	(0,04)	(0,02)	(0,01)	(0,02)	(0,02)	(0,01)
menor12	0,0038	0,0008	0,0035	0,0026	0,0127	0,0023
ES	(0,01)	(0,00)	(0,00)	(0,01)	(0,01)	(0,01)
costa	-0,0876***	-0,0766***	-0,1539***	-0,1774***	-0,2045***	-0,1467***
ES	(0,02)	(0,02)	(0,01)	(0,02)	(0,03)	(0,01)
sierra	-0,0022	0,0068	-0,0391*	-0,0324	-0,0142	-0,0012
ES	(0,02)	(0,02)	(0,02)	(0,02)	(0,03)	(0,01)
_cons	4,7036***	5,1497***	5,3941***	5,4747***	5,4626***	5,1185***
ES	(0,05)	(0,03)	(0,03)	(0,04)	(0,06)	(0,03)
N	17110					

Intervalo de confianza entre corchetes

Errores estándar bootstrap/robustos entre paréntesis

* p<0,10, ** p<0,05, *** p<0,01

Variable dependiente: Logaritmo natural del salario

Año: 2015

	Q=0,10	Q=0,25	Q=0,50	Q=0,75	Q=0,90	MCO
mujer	-0,1313***	-0,1296***	-0,1557***	-0,2143***	-0,2616***	-0,2135***
ES	(0,02)	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,02)	(0,01)
IC 95	[-0,1657;-0,0969]	[-0,1503;-0,1089]	[-0,1775;-0,1339]	[-0,2413;-0,1874]	[-0,3095;-0,2136]	[-0,2383;-0,1887]
aedu	0,0323***	0,0333***	0,0415***	0,0621***	0,0897***	0,0580***
ES	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
experiencia	0,0119***	0,0132***	0,0127***	0,0181***	0,0299***	0,0203***
ES	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
experiencia2	-0,0003***	-0,0003***	-0,0002***	-0,0003***	-0,0004***	-0,0004***
ES	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
Casado_ UnionLibre	0,0654***	0,0549***	0,0830***	0,1026***	0,0561*	0,0973***
ES	(0,02)	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,03)	(0,01)
urbano	0,0308	0,0337*	0,0371**	0,0123	-0,0156	0,0172
ES	(0,02)	(0,02)	(0,01)	(0,02)	(0,03)	(0,02)
minorias	-0,0275	-0,0212	-0,0269*	-0,0256	0,0271	-0,0272
ES	(0,02)	(0,02)	(0,01)	(0,02)	(0,04)	(0,02)
sectorpub	0,2294***	0,2859***	0,3067***	0,3066***	0,2047***	0,2655***
ES	(0,02)	(0,02)	(0,02)	(0,02)	(0,04)	(0,02)
sector2	-0,0462	-0,0631**	-0,0654***	-0,1427***	-0,1697***	-0,1373***
ES	(0,03)	(0,02)	(0,02)	(0,03)	(0,04)	(0,02)
sector3	-0,0642*	-0,0468*	-0,0496**	-0,1146***	-0,1314***	-0,1121***
ES	(0,03)	(0,02)	(0,02)	(0,03)	(0,04)	(0,02)
emp_MyG	0,1095***	0,1278***	0,1503***	0,1782***	0,2126***	0,1791***
ES	(0,02)	(0,01)	(0,01)	(0,02)	(0,03)	(0,02)
antiguedad	0,0088***	0,0087***	0,0084***	0,0086***	0,0052*	0,0096***
ES	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
afiliado	0,7369***	0,3673***	0,1676***	0,0933***	0,0642*	0,2679***
ES	(0,04)	(0,02)	(0,01)	(0,02)	(0,03)	(0,02)
menor12	-0,0073	-0,001	-0,0061	-0,0083	0,0009	-0,0007
ES	(0,01)	(0,00)	(0,00)	(0,01)	(0,01)	(0,01)
costa	0,0423	-0,0022	-0,0478**	-0,0490**	-0,0389	-0,0119
ES	(0,03)	(0,02)	(0,02)	(0,02)	(0,03)	(0,02)
sierra	0,1097***	0,0561***	0,011	0,029	0,044	0,0690***
ES	(0,03)	(0,01)	(0,02)	(0,02)	(0,03)	(0,02)
_cons	4,5239***	5,0493***	5,3621***	5,4515***	5,3794***	5,0565***
ES	(0,06)	(0,04)	(0,03)	(0,04)	(0,07)	(0,04)
N	16852					

Intervalo de confianza entre corchetes

Errores estándar bootstrap/robustos entre paréntesis

* p<0,10, ** p<0,05, *** p<0,01

Variable dependiente: Logaritmo natural del salario

Año: 2016

	Q=0,10	Q=0,25	Q=0,50	Q=0,75	Q=0,90	MCO
mujer	-0,1690***	-0,1469***	-0,1670***	-0,2096***	-0,2549***	-0,2217***
ES	(0,02)	(0,01)	(0,01)	(0,02)	(0,02)	(0,01)
IC 95	[-0,2161;-0,1218]	[-0,1705;-0,1233]	[-0,1902;-0,1437]	[-0,2412;-0,1780]	[-0,2953;-0,2146]	[-0,2506;-0,1928]
aedu	0,0339***	0,0348***	0,0389***	0,0565***	0,0741***	0,0519***
ES	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
experiencia	0,0162***	0,0139***	0,0128***	0,0183***	0,0245***	0,0194***
ES	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
experiencia2	-0,0004***	-0,0003***	-0,0003***	-0,0003***	-0,0004***	-0,0004***
ES	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
Casado_UnionLibre	0,0645**	0,0475***	0,0757***	0,0950***	0,1274***	0,0956***
ES	(0,02)	(0,01)	(0,01)	(0,02)	(0,02)	(0,01)
urbano	0,0520*	0,0657***	0,0612***	0,0563**	0,0634*	0,0559***
ES	(0,03)	(0,02)	(0,01)	(0,02)	(0,03)	(0,02)
minorias	0,0106	0,005	-0,0292	-0,0213	-0,0169	-0,0375
ES	(0,03)	(0,02)	(0,02)	(0,02)	(0,03)	(0,02)
sectorpub	0,2631***	0,3024***	0,3196***	0,2976***	0,2474***	0,3055***
ES	(0,02)	(0,02)	(0,02)	(0,03)	(0,04)	(0,02)
sector2	-0,0740*	-0,0630***	-0,0580**	-0,041	-0,1124**	-0,0920***
ES	(0,03)	(0,02)	(0,02)	(0,03)	(0,04)	(0,02)
sector3	-0,0868***	-0,0951***	-0,0568***	-0,0353	-0,1106**	-0,1102***
ES	(0,02)	(0,02)	(0,02)	(0,03)	(0,03)	(0,02)
emp_MyG	0,1222***	0,1140***	0,1633***	0,2165***	0,2155***	0,1852***
ES	(0,02)	(0,01)	(0,01)	(0,02)	(0,03)	(0,02)
antiguedad	0,0102***	0,0087***	0,0077***	0,0081***	0,0082***	0,0104***
ES	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
afiliado	0,8048***	0,4457***	0,1993***	0,1292***	0,1444***	0,3269***
ES	(0,05)	(0,02)	(0,02)	(0,02)	(0,02)	(0,02)
menor12	0,0068	0,0024	0,007	0,0093	0,0036	0,0074
ES	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)
costa	0,0795**	0,0206	-0,0506**	-0,0317	-0,0877*	0,0045
ES	(0,03)	(0,02)	(0,02)	(0,03)	(0,04)	(0,02)
sierra	0,1376***	0,0770***	0,0254	0,0321	-0,0124	0,0597**
ES	(0,03)	(0,02)	(0,02)	(0,02)	(0,04)	(0,02)
_cons	4,3950***	4,9897***	5,3615***	5,3627***	5,4915***	5,0483***
ES	(0,06)	(0,04)	(0,04)	(0,05)	(0,07)	(0,04)
N	16536					

Intervalo de confianza entre corchetes

Errores estándar bootstrap/robustos entre paréntesis

* p<0,10, ** p<0,05, *** p<0,01

Variable dependiente: Logaritmo natural del salario

Año: 2017

	Q=0,10	Q=0,25	Q=0,50	Q=0,75	Q=0,90	MCO
mujer	-0,1561***	-0,1207***	-0,1572***	-0,1727***	-0,1674***	-0,1921***
ES	(0,02)	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,02)	(0,01)
IC 95	[-0,1965;-0,1157]	[-0,1460;-0,0955]	[-0,1802;-0,1342]	[-0,2007;-0,1448]	[-0,2070;-0,1278]	[-0,2174;-0,1669]
aedu	0,0378***	0,0354***	0,0396***	0,0532***	0,0699***	0,0522***
ES	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
experiencia	0,0211***	0,0153***	0,0138***	0,0177***	0,0258***	0,0217***
ES	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
experiencia2	-0,0005***	-0,0004***	-0,0003***	-0,0003***	-0,0004***	-0,0004***
ES	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
Casado_UnionLibre	0,0585**	0,0595***	0,0592***	0,1040***	0,0970***	0,0900***
ES	(0,02)	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,02)	(0,01)
urbano	0,0363	0,0285	0,0500***	0,0275	-0,0005	0,0286
ES	(0,02)	(0,02)	(0,01)	(0,02)	(0,03)	(0,02)
minorias	-0,0176	-0,028	-0,0445**	-0,0553*	-0,0674*	-0,0505*
ES	(0,02)	(0,02)	(0,01)	(0,02)	(0,03)	(0,02)
sectorpub	0,2013***	0,2754***	0,2972***	0,3567***	0,3252***	0,2879***
ES	(0,02)	(0,02)	(0,02)	(0,03)	(0,03)	(0,02)
sector2	-0,0556	-0,0732**	-0,0896***	-0,1202***	-0,1414***	-0,1199***
ES	(0,03)	(0,03)	(0,02)	(0,03)	(0,04)	(0,02)
sector3	-0,0584*	-0,0736**	-0,0742***	-0,0869***	-0,1069**	-0,0963***
ES	(0,03)	(0,02)	(0,02)	(0,02)	(0,04)	(0,02)
emp_MyG	0,1607***	0,1459***	0,1736***	0,1933***	0,2137***	0,2012***
ES	(0,02)	(0,01)	(0,01)	(0,02)	(0,03)	(0,02)
antiguedad	0,0098***	0,0084***	0,0078***	0,0089***	0,0106***	0,0101***
ES	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
afiliado	0,7472***	0,4421***	0,2242***	0,1456***	0,1123***	0,3051***
ES	(0,04)	(0,02)	(0,02)	(0,02)	(0,02)	(0,02)
menor12	0,0071	-0,0016	0	0,0012	-0,0201*	0,0024
ES	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)
costa	-0,0187	-0,0149	-0,0423**	-0,0024	-0,0492	-0,0064
ES	(0,03)	(0,02)	(0,02)	(0,02)	(0,03)	(0,02)
sierra	0,0154	0,0211	0,0203	0,0504*	0,0526	0,0622***
ES	(0,03)	(0,02)	(0,02)	(0,02)	(0,03)	(0,02)
_cons	4,4591***	5,0217***	5,3757***	5,4414***	5,5039***	5,0597***
ES	(0,06)	(0,04)	(0,04)	(0,04)	(0,06)	(0,04)
N				16549		

Intervalo de confianza entre corchetes

Errores estándar bootstrap/robustos entre paréntesis

* p<0,10, ** p<0,05, *** p<0,01

Anexo 3: Diferencias entre cuantiles

Diferencias entre los coeficientes de cuantiles para la variable "mujer"

Variable dependiente: Logaritmo natural del salario

	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
Q0,25 - Q0,10											
Diferencia	-0,0476	-0,0326	0,0198	0,0167	0,0012	0,0034	0,0079	0,0169	-0,0018	-0,0221	-0,0353**
Std. Err.	(0,0258)	(0,0217)	(0,0223)	(0,0166)	(0,0212)	(0,0192)	(0,0176)	(0,0129)	(0,0143)	(0,0196)	(0,0178)
t	-1,8500	-1,5100	0,8900	1,0100	0,0500	0,1800	0,4500	1,3100	-0,1200	-1,1300	-1,9900
P> t 	0,0650	0,1320	0,3740	0,3130	0,9570	0,8580	0,6540	0,1910	0,9020	0,2600	0,0470
Q0,50 - Q0,10											
Diferencia	-0,0373	-0,0423	0,0143	0,0400**	0,0302	0,0237	0,0089	0,0354**	0,0244	-0,0020	0,0011
Std. Err.	(0,0304)	(0,0248)	(0,0253)	(0,0187)	(0,0265)	(0,0237)	(0,0209)	(0,0156)	(0,0172)	(0,0234)	(0,0201)
t	-1,2300	-1,7000	0,5600	2,1400	1,1400	1,0000	0,4200	2,2700	1,4200	-0,0900	0,0600
P> t 	0,2200	0,0890	0,5720	0,0320	0,2530	0,3170	0,6710	0,0230	0,1550	0,9310	0,9550
Q0,75 - Q0,10											
Diferencia	-0,0222	0,0007	0,0697**	0,0859***	0,0864***	0,0682**	0,0518**	0,0845***	0,0830***	0,0406	0,0167
Std. Err.	(0,0341)	(0,0292)	(0,0294)	(0,0218)	(0,0307)	(0,0265)	(0,0253)	(0,0195)	(0,0199)	(0,0263)	(0,0235)
t	-0,6500	0,0300	2,3700	3,9400	2,8100	2,5700	2,0500	4,3300	4,1600	1,5400	0,7100
P> t 	0,5150	0,9800	0,0180	0,0000	0,0050	0,0100	0,0410	0,0000	0,0000	0,1230	0,4780
Q0,90 - Q0,10											
Diferencia	0,0143	0,0485	0,1084***	0,1288***	0,0839**	0,1106***	0,0935***	0,0751***	0,1302***	0,0859***	0,0114
Std. Err.	(0,0440)	(0,0355)	(0,0415)	(0,0292)	(0,0379)	(0,0338)	(0,0319)	(0,0253)	(0,0287)	(0,0306)	(0,0279)
t	0,3300	1,3700	2,6100	4,4100	2,2200	3,2700	2,9300	2,9700	4,5400	2,8100	0,4100
P> t 	0,7450	0,1720	0,0090	0,0000	0,0270	0,0010	0,0030	0,0030	0,0000	0,0050	0,6840
Q0,50 - Q0,25											
Diferencia	0,0103	-0,0096	-0,0055	0,0232	0,0291	0,0203	0,0010	0,0185	0,0262***	0,0201	0,0365***
Std. Err.	(0,0173)	(0,0152)	(0,0168)	(0,0127)	(0,0149)	(0,0130)	(0,0124)	(0,0107)	(0,0098)	(0,0112)	(0,0111)
t	0,6000	-0,6300	-0,3300	1,8200	1,9500	1,5600	0,0800	1,7200	2,6800	1,7900	3,2900
P> t 	0,5490	0,5270	0,7420	0,0680	0,0510	0,1190	0,9370	0,0850	0,0070	0,0740	0,0010
Q0,75 - Q0,25											
Diferencia	0,0254	0,0334	0,0499**	0,0692***	0,0853***	0,0648***	0,0439**	0,0676***	0,0848***	0,0627***	0,0520***
Std. Err.	(0,0232)	(0,0220)	(0,0226)	(0,0182)	(0,0210)	(0,0182)	(0,0191)	(0,0160)	(0,0141)	(0,0168)	(0,0160)
t	1,0900	1,5200	2,2100	3,8000	4,0600	3,5600	2,3000	4,2300	6,0200	3,7300	3,2500
P> t 	0,2740	0,1290	0,0270	0,0000	0,0000	0,0000	0,0210	0,0000	0,0000	0,0000	0,0010
Q0,90 - Q0,25											
Diferencia	0,0619	0,0811***	0,0886**	0,1121***	0,0828***	0,1072***	0,0856***	0,0583**	0,1320***	0,1080***	0,0467**
Std. Err.	(0,0363)	(0,0294)	(0,0373)	(0,0265)	(0,0303)	(0,0287)	(0,0271)	(0,0228)	(0,0248)	(0,0220)	(0,0220)
t	1,7100	2,7600	2,3700	4,2300	2,7400	3,7300	3,1600	2,5600	5,3100	4,9000	2,1300
P> t 	0,0880	0,0060	0,0180	0,0000	0,0060	0,0000	0,0020	0,0110	0,0000	0,0000	0,0330
Q0,75 - Q0,50											
Diferencia	0,0150	0,0430**	0,0554***	0,0460***	0,0562***	0,0445***	0,0429***	0,0490***	0,0586***	0,0426***	0,0155
Std. Err.	(0,0180)	(0,0172)	(0,0167)	(0,0147)	(0,0163)	(0,0155)	(0,0157)	(0,0127)	(0,0121)	(0,0137)	(0,0130)
t	0,8300	2,5000	3,3100	3,1300	3,4500	2,8700	2,7400	3,8500	4,8200	3,1100	1,2000
P> t 	0,4040	0,0120	0,0010	0,0020	0,0010	0,0040	0,0060	0,0000	0,0000	0,0020	0,2310

Q0,90 - Q0,50											
Diferencia	0,0516	0,0908***	0,0941***	0,0889***	0,0537	0,0868***	0,0846***	0,0397	0,1058***	0,0879***	0,0102
Std. Err.	(0,0329)	(0,0266)	(0,0343)	(0,0245)	(0,0277)	(0,0269)	(0,0249)	(0,0210)	(0,0237)	(0,0203)	(0,0203)
t	1,5700	3,4200	2,7500	3,6300	1,9400	3,2200	3,4000	1,8900	4,4600	4,3200	0,5000
P> t 	0,1170	0,0010	0,0060	0,0000	0,0520	0,0010	0,0010	0,0590	0,0000	0,0000	0,6140
Q0,90 - Q0,75											
Diferencia	0,0365	0,0478**	0,0387	0,0429**	-0,0025	0,0424	0,0417	-0,0093	0,0472**	0,0453**	-0,0053
Std. Err.	(0,0277)	(0,0231)	(0,0298)	(0,0217)	(0,0238)	(0,0243)	(0,0221)	(0,0187)	(0,0206)	(0,0184)	(0,0176)
t	1,3200	2,0700	1,3000	1,9800	-0,1000	1,7400	1,8800	-0,5000	2,2900	2,4600	-0,3000
P> t 	0,1880	0,0390	0,1940	0,0480	0,9170	0,0810	0,0600	0,6190	0,0220	0,0140	0,7630

Errores estándar entre paréntesis

** p<0,05, *** p<0,01

the \mathbb{R}^n -valued function \mathbf{f} is a solution of the system (1) if and only if \mathbf{f} is a solution of the system (2).

Let us assume that \mathbf{f} is a solution of the system (2). Then, for any $t \in \mathbb{R}$, we have

$$\mathbf{f}(t) = \mathbf{f}(0) + \int_0^t \mathbf{f}'(s) ds = \mathbf{f}(0) + \int_0^t \mathbf{A}(s) \mathbf{f}(s) ds.$$

Since \mathbf{f} is a solution of the system (2), we have $\mathbf{f}(0) = \mathbf{0}$. Therefore, we have

$$\mathbf{f}(t) = \int_0^t \mathbf{A}(s) \mathbf{f}(s) ds.$$

Since \mathbf{f} is a solution of the system (2), we have $\mathbf{f}(0) = \mathbf{0}$. Therefore, we have

$$\mathbf{f}(t) = \int_0^t \mathbf{A}(s) \mathbf{f}(s) ds.$$

Since \mathbf{f} is a solution of the system (2), we have $\mathbf{f}(0) = \mathbf{0}$. Therefore, we have

$$\mathbf{f}(t) = \int_0^t \mathbf{A}(s) \mathbf{f}(s) ds.$$

Since \mathbf{f} is a solution of the system (2), we have $\mathbf{f}(0) = \mathbf{0}$. Therefore, we have

$$\mathbf{f}(t) = \int_0^t \mathbf{A}(s) \mathbf{f}(s) ds.$$

Since \mathbf{f} is a solution of the system (2), we have $\mathbf{f}(0) = \mathbf{0}$. Therefore, we have

$$\mathbf{f}(t) = \int_0^t \mathbf{A}(s) \mathbf{f}(s) ds.$$

Since \mathbf{f} is a solution of the system (2), we have $\mathbf{f}(0) = \mathbf{0}$. Therefore, we have

$$\mathbf{f}(t) = \int_0^t \mathbf{A}(s) \mathbf{f}(s) ds.$$

Since \mathbf{f} is a solution of the system (2), we have $\mathbf{f}(0) = \mathbf{0}$. Therefore, we have

$$\mathbf{f}(t) = \int_0^t \mathbf{A}(s) \mathbf{f}(s) ds.$$

Since \mathbf{f} is a solution of the system (2), we have $\mathbf{f}(0) = \mathbf{0}$. Therefore, we have

$$\mathbf{f}(t) = \int_0^t \mathbf{A}(s) \mathbf{f}(s) ds.$$

Since \mathbf{f} is a solution of the system (2), we have $\mathbf{f}(0) = \mathbf{0}$. Therefore, we have

$$\mathbf{f}(t) = \int_0^t \mathbf{A}(s) \mathbf{f}(s) ds.$$

Since \mathbf{f} is a solution of the system (2), we have $\mathbf{f}(0) = \mathbf{0}$. Therefore, we have

$$\mathbf{f}(t) = \int_0^t \mathbf{A}(s) \mathbf{f}(s) ds.$$

Since \mathbf{f} is a solution of the system (2), we have $\mathbf{f}(0) = \mathbf{0}$. Therefore, we have

$$\mathbf{f}(t) = \int_0^t \mathbf{A}(s) \mathbf{f}(s) ds.$$

Since \mathbf{f} is a solution of the system (2), we have $\mathbf{f}(0) = \mathbf{0}$. Therefore, we have

$$\mathbf{f}(t) = \int_0^t \mathbf{A}(s) \mathbf{f}(s) ds.$$