

# ¿Mujeres en suelos pegajosos? Un análisis de la evolución de las distribuciones de ingresos laborales en Bolivia en el periodo 2011-2019

*Sergio Garbay\**

*Raquel Barrera\*\**

## **Resumen:**

A pesar de los avances de las mujeres en la esfera laboral, aún persisten las brechas en ingresos laborales entre hombres y mujeres. El cierre de estas es deseable para garantizar la igualdad de género en el mercado laboral. Partiendo de este reconocimiento, el trabajo analiza la brecha de ingresos laborales entre hombres y mujeres a lo largo de la distribución de ingresos en tres periodos de estudio (2011-2013, 2014-2016 y 2017-2019) permitiendo un análisis de la evolución de la brecha promedio en estos periodos para las áreas urbanas de Bolivia, con el objetivo de evidenciar la existencia de las circunstancias conocidas como suelos pegajosos y/o techos de cristal. A partir del uso de datos provenientes de encuestas de hogares se aplica la metodología de regresiones cuantílicas condicionales, que permite la estimación de distribuciones de ingreso contrafactuales, y se corrige por sesgo de autoselección para el caso de las mujeres. Los resultados revelan la existencia de una brecha promedio positiva en los tres periodos, la cual es menor en el último periodo, y una heterogeneidad a lo largo de la distribución siendo la brecha mayor en los quintiles más bajos lo que indica la presencia de suelos pegajosos; estas brechas se explican principalmente por las diferencias entre los retornos a las características observadas entre hombres y mujeres. Finalmente, se obtiene que el efecto de la autoselección es positivo y se explica sobre todo por una diferencia en características no observables entre mujeres, la cual es más evidente en la parte baja de la distribución; esto indica que se estaría subestimando la brecha existente en las retribuciones entre hombres y mujeres.

**Código JEL:** C31, J7, J16, J31, J71

**Palabras clave:** Brecha de género de ingresos laborales, mujeres, mercado laboral, regresiones cuantílicas, sesgo de autoselección, suelos pegajosos, Bolivia.

\* Investigadora Fundación aru. Contacto: rbarrera@aru.org.bo, barreraquel@gmail.com. El contenido de este documento es responsabilidad del autor y no compromete la opinión de Fundación aru.

\*\* Investigadora Fundación aru. Contacto: rbarrera@aru.org.bo, barreraquel@gmail.com. El contenido de este documento es responsabilidad del autor y no compromete la opinión de Fundación aru.

## Abstract

Despite women's advances in the labor sphere, the labor income gaps between men and women still persist. The closure of these is desirable in order to guarantee gender equality in the labor market. Based on this recognition, this document analyzes the labor income gap between men and women along the income distribution in three periods (2011-2013, 2014-2016 and 2017-2019) which allows an analysis of the evolution of mean income labor gaps for these periods in urban areas of Bolivia, with the aim to study the existence of sticky floors and / or glass ceilings circumstances. Using data from household surveys, a conditional quantile regressions methodology is applied, enabling a counterfactual income distributions estimation, and correction for sample selection for women is also applied. The results reveal a positive mean gap in the three periods, with the lowest in the last period, and the presence of a heterogeneity along the distribution showing that the labor income gap is larger in the bottom of the distribution which suggests the presence of the sticky floors effect; these gaps are explained mainly by differences in rewards for observable characteristics between men and women. Finally, sample selection is positive explained especially by differences for unobservable characteristics between women, which is more evident at the bottom of the distribution; this suggests that the income labor gap between men and women is being underestimated.

**JEL Code:** C31, J7, J16, J31, J71

**Keywords:** Labor income gender gap, women, labor market, quantile regressions, sample selection, sticky floors, Bolivia.

## 1. Introducción

En la región de América Latina se evidencia que los hombres, por lo general, perciben ingresos laborales superiores al de las mujeres tanto en la media como a lo largo de toda la distribución de ingresos laborales, lo que genera brechas de género positivas a lo largo de dicha distribución. En el caso de Bolivia se destaca el trabajo de Muriel (2005) quien demuestra que, en términos brutos, la brecha de ingresos laborales en el área urbana de Bolivia era cercana al 17% evidenciando, además, una fuerte segregación laboral. Urquidi et al. (2020), también mediante la descomposición Oaxaca-Blinder (1973), encuentran una disminución de la brecha salarial por género de 39% a 10% de 1993 hasta el año 2018 y evidencian que la brecha salarial por género es menor cuando el nivel de educación es más alto.

El objetivo del presente trabajo es analizar la evolución de la brecha de ingresos laborales entre hombres y mujeres a lo largo de la distribución de ingresos en el periodo 2011-2019 en el mercado laboral de las áreas urbanas de Bolivia, con el fin de

evidenciar si la brecha varía a lo largo de esta distribución y demostrar la existencia de dos circunstancias poco estudiadas en el país. Estas se conocen como “suelos pegajosos” y de “techos de cristal”. La primera circunstancia se refiere a un escenario donde las mujeres se encuentran en trabajos de menor nivel como si estuviesen atascadas y con barreras a lograr una movilidad laboral (Guy, 1994). Mientras que, los techos de cristal se entienden como la presencia de barreras no observables que limitan el progreso laboral de las mujeres con altas dotaciones (educación, experiencia, etc.) en la parte más alta de la distribución de ingresos laborales. Para esto se utiliza las encuestas de hogares del INE distinguiendo tres periodos de estudio (2011-2013, 2014-2017, 2018-2020).

Si bien las tasas de participación femenina aumentaron en la última década, en el mercado laboral boliviano urbano, estas son aún inferiores a las masculinas, presumiendo de esta manera la existencia de una autoselección por parte de las mujeres (Blau y Kahn, 2006 y Olivetti y Petrongolo, 2008). Por lo tanto, se analiza las brechas entre hombres y mujeres corrigiendo por sesgo de autoselección debido a que, si no se toma en cuenta la posible participación de las mujeres que se encuentran fuera del mercado laboral llevaría a una falsa estimación de la verdadera brecha (Picchio y Mussida, 2011). Para lograr este propósito, se emplea regresiones cuantílicas condicionales de Machado y Mata (2005) extendida por Albrecht et al. (2009) quienes aplican una estimación semiparamétrica propuesta por Buchinsky (1998) para corregir por sesgo de autoselección. Esta metodología permite estimar distribuciones de ingreso contrafactuales para caracterizar las brechas en retribuciones entre hombres y mujeres a lo largo de la distribución, sin embargo, se aplica la transformación propuesta por Biewen et al. (2020) para que el método de Buchinsky (1998) sea válido y cumpla el supuesto de independencia condicional de los términos de errores tal como señala Huber y Melly (2015).

En los resultados se encuentra que, en materia de ingresos laborales, existe una brecha positiva en las áreas urbanas de Bolivia entre hombres y mujeres en los tres periodos analizados. Es decir, que las mujeres ganan significativamente menos que los hombres a lo largo de la distribución, siendo esta brecha más evidente y más fuerte en la parte más baja de la distribución. Estos resultados dan cuenta de una posible existencia de un efecto de “suelos pegajosos”, que luego de corregir por sesgo de autoselección es más evidente en el extremo bajo de la distribución y en el segundo periodo analizado. Estas brechas se explican sobre todo por las diferencias en las distribuciones en los retornos a las características observadas (educación, experiencia, estado civil, categoría ocupacional, condición de etnicidad) entre hombres y mujeres y, el efecto sesgo de autoselección se explica más por una parte no observable, entre las que se puede incluir factores no observables en los datos

como características no cognitivas (i.e. habilidades, variables de posición laboral (i.e. posición jerárquica en la fuente laboral), variables institucionales, como además la presencia de una cierta discriminación hacia las mujeres en estas brechas de ingresos laborales.

El trabajo está organizado de la siguiente manera: la segunda sección introduce el marco teórico. La sección tres presenta la revisión de literatura presentando evidencia previa en la región latinoamericana y de especial interés los trabajos realizados para Bolivia. La cuarta sección presenta los datos, junto a las variables que se emplean en los modelos. La quinta sección presenta la metodología empleada. La sección seis analiza el cumplimiento de los supuestos centrales de los modelos. La sección siete presenta los resultados de las regresiones cuantílicas. Finalmente, la sección ocho concluye.

## 2. Marco Teórico

### 2.1. Brechas en ingresos laborales

El derecho fundamental a la igualdad de remuneración por género es reconocido desde 1919 por la Organización Internacional del Trabajo y es uno de los Objetivos de Desarrollo Sostenible (ODS) adoptados en 2015<sup>1</sup>. De acuerdo a la Unión Europea (2014), la brecha en ingresos laborales de género es un indicador que informa acerca de las diferencias entre los ingresos de un hombre y una mujer en el mercado laboral, habitualmente expresada como un porcentaje sobre el ingreso laboral de los hombres o una diferencia porcentual entre ambos. Por tanto, existe brecha de ingresos laborales cuando el valor trabajo de un hombre y una mujer es el mismo pero la retribución no.

El tema de brechas salariales por género ha sido extensamente estudiado con el objetivo de saber si las diferencias en la distribución de los ingresos pueden ser explicadas por características observables o características no observables. Las primeras están relacionadas a diferencias en productividad, nivel educativo, experiencia u otros factores. Dentro de los factores observables se encuentran: (i) el número de horas dedicadas al trabajo laboral por las mujeres, (ii) diferencias en los niveles de educación y de experiencia laboral y (iii) el tipo de sector y de ocupación laboral (OIT (2016). Por otra parte, dentro de los factores no observables son aquellas que no se capturan en los modelos debido a que su medición es dificultosa o su disponibilidad en los datos

---

<sup>1</sup> El Objetivo 5 llama a los gobiernos a lograr, más que promover, la igualdad de género y el empoderamiento de las mujeres y niñas. Específicamente la meta 5.4 persigue "poner fin a todas las formas de discriminación contra todas las mujeres y las niñas en todo el mundo" entre las que se encuentra la esfera laboral.

es escasa. Estas engloban factores como características no cognitivas, variables de posición laboral, variables institucionales y la discriminación salarial<sup>2</sup> por sexo o raza (Pacheco y Del Pozo, 2019).

Existen dos fenómenos o efectos que pueden llegar a explicar las brechas de ingresos laborales a lo largo de la distribución de ingresos. Estos efectos son los denominados: “suelos pegajosos” y “techos de cristal”, ambos conocidos en la literatura por limitar de diferentes maneras a las mujeres en ambos extremos de la distribución de ingresos por la condición de ser mujeres. Los conceptos de cada efecto son desarrollados desde los distintos puntos de vista de cada autor y algunos serán detallados a continuación:

## 2.2. Efecto Suelos Pegajosos

La circunstancia denominada suelos pegajosos se refiere a la situación de las mujeres en los estratos más bajos de las jerarquías con salarios muy bajos, empleos informales y de baja calidad, aspectos que mantiene a las mujeres como si estuvieran pegadas al piso y está relacionado con la existencia de posibles patrones de discriminación contra determinado grupo de trabajadoras por su condición (mujeres, indígenas, migrantes, etc.) (Ardanche, 2011). Estos patrones se traducen en mantener a las mujeres en empleos de poco valor, en condiciones precarias, con limitada movilidad laboral y con presencia de barreras para el ascenso (Agrawal, 2013).

Para Guy (1994), el efecto “suelos pegajosos” implica que las mujeres en las organizaciones se concentran en labores de soporte, donde las mujeres se encuentran “atascadas” en trabajos de menor nivel y limitaciones en las posibilidades de promoción laboral. Incluso en las actividades consideradas feminizadas la presencia de mujeres en cargos de alta responsabilidad y decisión es mínima (i.e. salud y educación). Por tanto, bajo este fenómeno las mujeres presentan barreras que no les permiten salir o transitar de trabajos con baja remuneración o precarios. Este es tradicionalmente medido como la diferencia entre la brecha en la parte más baja de la distribución con la brecha existente en la mediana de la misma distribución, si la primera es superior entonces existe un efecto de suelos pegajosos. De la Rica et al., (2008) describieron este fenómeno por primera vez en España el cual fue denominado como un efecto de “suelos pegajosos”.

---

<sup>2</sup> Arrow (1971) define la discriminación salarial como aquella situación en la que trabajadores que tienen capacidades y desempeñan actividades similares son tratados de forma diferente por tener características personales distintas (i.e. género, raza, edad, nacionalidad, orientación sexual, entre otros).

### 2.3. Efecto Techos de Cristal

El concepto de techos de cristal implica una desigualdad de género presente en los niveles más altos de las retribuciones que no puede explicarse por características laborales observables. Sugiere la existencia de barreras no observables que limitan el progreso laboral de las mujeres y desigualdades que incrementan a lo largo del tiempo y del progreso o ascenso laboral de las mujeres (Cotter, 2001). En la literatura económica este es tradicionalmente medido como la diferencia entre la brecha en la parte más alta de la distribución con la brecha existente en la mediana de la misma distribución, si la primera es superior entonces existe un efecto de techos de cristal.

Por tanto, un efecto de “techos de cristal” describe el freno en el acceso de las mujeres más capacitadas, con mayor calificación y experiencia, incluso más que los hombres, a los estratos superiores de la estructura jerárquica, por mecanismos que no siempre son visibles de discriminación (Ardanche, 2011) limitando el progreso o ascenso laboral de las mujeres (Albrecht et al., 2009).

Se reconoce que existen aspectos externos e internos que hacen posible la existencia de esta circunstancia. Los aspectos externos explican el limitado número de mujeres que ocupan cargos de alta responsabilidad, principalmente por un sesgo de los empleadores de contratar hombres sobre mujeres para estos cargos debido a que consideran que el liderazgo de las mujeres es menos efectivo que el de los hombres. Los aspectos internos tienen en cuenta el contexto cultural, las expectativas y las preferencias de cada individuo para conformar los roles sociales de género (De Garay, 2013). Es decir, existe una tradición social y cultural donde se asume que las mujeres son las principales encargadas del cuidado y responsabilidades del hogar lo que entra en conflicto con el tiempo necesario que deben dedicar a puestos de mayor responsabilidad y decisión. La relación de estos aspectos, factores sociales y actitudinales y estereotipos constituye en un perjuicio en el desempeño y ascenso laboral de las mujeres.

Albrecht et al. (2003) fueron de los primeros autores en evidenciar la presencia de este fenómeno al encontrar un patrón creciente de la brecha salarial a lo largo de la distribución en Suecia, lo cual fue descrito como un efecto “techos de cristal” que las mujeres no pueden superar en sus niveles salariales. Estos autores son los que destacan entre aquellos que realizaron estudios para analizar. Los avances hacia la igualdad de género en las últimas décadas fueron muy importantes, consiguiendo algunos progresos significativos direccionados a respetar los derechos de las mujeres y permitir el empoderamiento de las mismas en todo el mundo<sup>3</sup>.

---

3 Durante las últimas décadas, el incremento de la participación femenina en el mercado laboral en la

### 3. Revisión de literatura

En la región latinoamericana se evidencia que en empleos con condiciones similares existe una menor remuneración de las mujeres frente a los hombres (OIT, 2019). Estas brechas salariales por género son mucho más pronunciadas entre trabajadores de menores ingresos en esta región, es decir, que los trabajadores entre los percentiles 1 al 10 de la distribución de ingresos laborales tienen mayor brecha, mientras que, los trabajadores que se encuentran entre los percentiles 15 a 35 y 65 a 85 han experimentado una caída de las mismas (OIT, 2019).

En la evidencia empírica en la región, distintos trabajos exploran la heterogeneidad de las brechas salariales a lo largo de la distribución con el objeto de identificar en que segmentos de la población trabajadora se presentan las mayores brechas. Carrillo et al. (2013) se constituye en el único trabajo que analiza las brechas por género en las áreas urbanas de 12 países latinoamericanos<sup>4</sup>. Los autores encuentran evidencia de las circunstancias de suelos pegajosos y techos de cristal a través de una descomposición cuantílica. También, muestran que los países más pobres y con mayor inequidad salarial de la región, tienen una mayor brecha salarial por género en los décimos percentiles de la distribución de ingresos<sup>5</sup>.

Siguiendo esta línea, Badel y Peña (2010) analizan las brechas de género implementando la descomposición de Machado y Mata (2005) y la ampliación de Albrecht et al. (2009) para el caso colombiano. Los autores encuentran que la brecha de género, controlando por las diferencias en las características observables, es mayor en los extremos de la distribución salarial, tanto antes como después del ajuste para la selección de la muestra. Por lo que revelan tanto el efecto de suelos pegajosos como el de techos de cristal.

Tomando en cuenta la participación de las mujeres en el mercado laboral, Borraz y Robano (2011) analizan la brecha salarial por género a lo largo de toda la distribución de ingresos en Uruguay. Dicho trabajo, de la misma manera, sigue la metodología planteada por Albrecht et al. (2009), e identifican que la brecha salarial se incrementó a lo largo de la distribución dando un efecto techos de cristal<sup>6</sup>. Esta brecha salarial

---

región latinoamericana estuvo acompañado de un pequeño pero firme aumento en los ingresos laborales con respecto al de los hombres (Chioda, 2011), aunque se viene ralentizando en la última década (Gasparini y Marchionni, 2015).

4 Véase Blau y Kahn (2006), Arulampalam et al. (2007), Olivetti y Petrongolo (2008) y Christofides et al. (2010) para un análisis de las brechas de género en diversos países de Europa y la OECD.

5 Para Bolivia los autores encuentran que la parte no explicada es especialmente grande en la parte más baja de la distribución.

6 Ver también Bucheli y Sanromán (2005) quienes mediante un análisis contrafactual, evaluando las distintas partes de la distribución salarial, encuentran también un efecto de techos de cristal en el mercado laboral uruguayo.

entre género es explicada más por diferencias en los retornos de las características observables entre hombres y mujeres.

En cuanto a estudios realizados para Bolivia, Yañez (2004) estudia los comportamientos microeconómicos que explican el incremento de la desigualdad salarial por género en las áreas urbanas de Bolivia durante el periodo 1999-2002 mediante técnicas de microsimulación. El autor realiza una corrección de autoselección para construir la población contrafactual y corregir los errores del modelo Mincer. Con esta técnica encuentra que la desigualdad salarial está relacionada de manera positiva con el efecto participación, desempleo y precio. Es decir, que la evolución de la desigualdad responde negativamente al desempeño del mercado laboral.

Muriel (2005) por su parte, evidencia que, en términos brutos, la brecha de ingresos laborales en el área urbana de Bolivia era cercana al 17%. Al introducir como variable de control a las trabajadoras por cuenta propia, dicha brecha se reduce en 50 puntos porcentuales, por lo que se destaca la importancia de la segregación laboral en la explicación de las brechas de género. Asimismo, se evidencia la existencia de una penalidad por ser mujer en ambas categorías ocupacionales, siendo el empleo cuentapropista en el que se reportaron las mayores diferencias por género.

Recientemente, el documento de Urquidí (2020) estudia la evolución de la brecha salarial en Bolivia utilizando la descomposición Oaxaca-Blinder y señalando la disminución de la brecha salarial por género de 39% a 10% hasta el año 2018. Los autores demuestran que los factores determinantes de esta disminución de la brecha son la reducción de la brecha educacional entre hombres y mujeres y cambios en el entorno social y familiar tales como el estado civil y la presencia de niños menores de 6 años en el hogar.

Sardán (2020), por su parte, realiza el cálculo de brechas salariales de género ajustada, controlada por características que explican el salario con la descomposición Oaxaca-Blinder. De la misma manera, para poder resolver los problemas de autoselección no aleatoria en el mercado laboral, la autora realiza una corrección de autoselección mediante el método propuesto por Heckman (1979). Los resultados evidencian la ventaja salarial de los hombres respecto a las mujeres en el sector formal e informal.

Por lo tanto, los diversos estudios realizados evidencian la existencia de una brecha entre hombres y mujeres positiva. Asimismo, se evidencia que las mujeres se encuentran en desventaja y en peores condiciones laborales que los hombres. Los estudios que corrigen por sesgo de autoselección encuentran que luego del

ajuste la brecha prevalece. De acuerdo a los contextos de cada uno de los países se evidencia la existencia de suelos pegajosos o techos de cristal e inclusive la presencia simultánea de ambos. Estos resultados destacan la importancia de un análisis de las brechas de género en el mercado laboral que analice su comportamiento a lo largo de la distribución de ingresos.

#### 4. Datos y variables

Este estudio se basa en los datos disponibles de las encuestas de hogares realizadas por el Instituto Nacional de Estadística de Bolivia (INE) desde el año 2011 hasta el 2019. Estas encuestas, al ser multi-temáticas, son ideales para el propósito de este estudio ya que comprende un gran número de características individuales y de los hogares. Para el análisis se realiza un pool de datos por rangos de tiempo entre los años 2011 al 2013 (primer periodo), 2014 al 2016 (segundo periodo) y 2017 al 2019 (tercer periodo), de modo que los resultados sean más específicos y precisos. Dentro de la muestra se aplican algunos criterios de selección: (i) consideramos sólo a los trabajadores que reciben un ingreso mayor a cero, (ii) consideramos a personas que tienen entre 18 y 60 años de edad, (iii) analizamos sólo las áreas urbanas de Bolivia, (iv) y a los trabajadores que tienen como categoría ocupacional el ser asalariados e independientes, (v) nos quedamos con las observaciones que no tengan ningún missing value en las covariables utilizadas en los modelos<sup>7</sup>.

La variable dependiente para el análisis es el ingreso laboral mensual por hora en términos constantes<sup>8</sup>, calculada como el ingreso laboral bruto mensual dividido por el tiempo de trabajo mensual; de esta manera, la variable se expresa en un ingreso laboral por hora. La muestra consta de 19,071 mujeres y 14,002 hombres para el primer periodo (2011-2013), 22,903 mujeres y 16,975 hombres para el segundo periodo (2014-2016) y 24,587 mujeres y 17,787 hombres para el último periodo (2017-2020), haciendo un total de 115,325 observaciones<sup>9</sup>. La Tabla 1 presenta una lista de variables con sus respectivas estadísticas descriptivas para el caso de las mujeres.

Para la selección del modelo de empleo, se consideraron todas las variables anteriormente descritas más variables instrumentales adicionales que influyen en la

7 Se eliminaron los "outliers" del corte superior de los ingresos, usando el algoritmo de Bacon. Además, se eliminaron a los individuos que trabajan más de 84 horas, con el fin de evitar problemas de medición en esta variable.

8 Esta variable fue seleccionada sólo de la actividad principal debido a las horas que dedica el individuo en la misma, es decir, entendemos que se trata del oficio al que más tiempo dedica. Esta variable es deflactada del ingreso utilizando el Índice de Precios al Consumidor (IPC) del INE con base en el año 2016.

9 Cabe recalcar que en cada uno de los periodos existen más mujeres debido a que se toman en cuenta tanto a las que trabajan como a las que no trabajan. Mientras que, para el caso de los hombres sólo se toman en cuenta aquellos que trabajan. Esto debido a que la corrección por sesgo de selección sólo se realiza para el caso de las mujeres.

participación en el mercado laboral pero no en los ingresos laborales. La elección de estas variables sigue la metodología empleada por Albrecht et al. (2009) y Biewen et al. (2020). Particularmente se crearon dummies para identificar si las personas cuentan con hijos menores de edad dentro del hogar por rango de edad: (1) niños menores a 5 años, (2) entre 5 a 11 años y (3) entre 12 a 17 años. Variables dummies para identificar el rango de edad al cual pertenece la persona: (1) entre 18 y 29 años, (2) entre 30 y 44 años, (3) entre 45 y 60 años (se compara con el primer grupo de edad). Una variable dummy que indica si la persona es jefa de hogar. Una variable que indica el ingreso total del hogar de la persona. Finalmente, variables de información agregada sobre el mercado laboral como la tasa de desempleo y participación laboral femenina a nivel departamental, para ver el efecto de la tendencia macroeconómica y efectos del ciclo comercial.

En las regresiones cuantílicas, se incluye un conjunto de dummies para etnicidad (si es indígena o no)<sup>10</sup>, región del país: si pertenece al (1) altiplano (2) valle o (3) llanos (se compara con la región de los altiplanos). Situación civil (si está casada/o). De la misma manera, una variable para los años de educación y experiencia potencial<sup>11</sup>, la última junto a su expresión polinómica cuadrática. Una variable que indica la categoría ocupacional del trabajador (una variable dummy que toma el valor de uno para los trabajadores independientes y cero para los asalariados). Finalmente, se agregaron controles para los años que conforman los periodos.

---

<sup>10</sup> Las personas indígenas son aquellas que se auto identifican como indígenas o aprendieron a hablar un idioma indígena u originario durante su niñez.

<sup>11</sup> Se define como una "proxy" de la experiencia de las personas: edad-años de educación-6.

**Cuadro 1**  
**Estadísticas descriptivas de las mujeres en los tres periodos analizados**

	Trabajan			No trabajan		
	2011-2013	2014-2016	2017-2019	2011-2013	2014-2016	2017-2019
	Media/(sd)	Media/(sd)	Media/(sd)	Media/(sd)	Media/(sd)	Media/(sd)
Ingreso laboral por hora	16.80 (17.06)	17.95 (17.02)	18.08 (16.61)	. (.)	. (.)	. (.)
Años de educación	11.36 (5.06)	10.95 (5.06)	11.30 (5.03)	11.04 (4.38)	10.73 (4.43)	11.19 (4.25)
Casada (%)	56.04 (49.64)	57.54 (49.43)	56.0 (49.64)	57.77 (49.4)	61.33 (48.7)	60.81 (48.82)
Experiencia potencial	19.81 (13.33)	20.29 (13.36)	20.83 (13.25)	14.95 (14.53)	15.21 (14.35)	14.99 (14.18)
Experiencia potencial <sup>2</sup>	570.02 (630.44)	590.38 (642.66)	609.39 (642.43)	434.78 (639.29)	437.39 (638.18)	425.63 (625.53)
Trabajadora asalariada (%)	57.86 (49.38)	56.04 (49.64)	54.19 (49.83)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)
Trabajadora independiente (%)	42.14 (49.38)	43.96 (49.64)	45.81 (49.83)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)
Etnicidad (%)	28.68 (45.23)	36.0 (48.0)	31.97 (46.64)	24.04 (42.74)	29.79 (45.73)	26.96 (44.38)

Región: alliplano (%)	39.55 (48.9)	38.46 (48.65)	37.82 (48.49)	37.21 (48.34)	35.88 (47.97)	38.95 (48.77)
Región: valle (%)	31.1 (46.29)	33.32 (47.14)	34.65 (47.59)	31.02 (46.26)	32.54 (46.86)	33.02 (47.03)
Región: llano (%)	29.35 (45.54)	28.22 (45.01)	27.53 (44.67)	31.77 (46.56)	31.57 (46.48)	28.03 (44.92)
Año: 1 (%)	30.65 (46.11)	33.8 (47.3)	33.0 (47.02)	30.12 (45.88)	30.84 (46.19)	33.64 (47.25)
Año: 2 (%)	30.78 (46.16)	32.12 (46.7)	32.06 (46.67)	30.64 (46.1)	35.62 (47.89)	33.74 (47.28)
Año: 3 (%)	38.57 (48.68)	34.08 (47.4)	34.93 (47.68)	39.23 (48.83)	33.54 (47.22)	33.62 (46.89)
Grupo etario: 18-29 años (%)	29.7 (45.7)	29.05 (45.4)	25.42 (43.54)	54.1 (49.83)	53.41 (49.89)	52.52 (49.94)
Grupo etario: 30-44 años (%)	41.91 (49.34)	42.89 (49.49)	44 (49.54)	26.07 (43.9)	27.9 (44.85)	27.98 (44.89)
Grupo etario: 45-60 años (%)	28.38 (45.09)	28.06 (44.93)	30.58 (46.08)	19.83 (39.87)	18.69 (38.99)	19.5 (39.62)
Jefatura de hogar (%)	25.8 (43.76)	29.45 (45.58)	34.44 (47.53)	9.43 (29.23)	9.23 (28.95)	10.28 (30.37)
Número de niños/as menores a 5 años (%)	23.59 (42.46)	23.29 (42.47)	22.41 (41.7)	29.94 (45.8)	30.69 (46.12)	30.0 (45.83)

Número de niños/as de 5 a 11 años (%)	32.84 (46.97)	31.48 (46.45)	34.71 (47.61)	26.12 (43.93)	27.58 (44.69)	28.7 (45.24)
Número de adolescentes de 12 a 17 años (%)	30.56 (46.07)	27.86 (44.83)	31.19 (46.33)	20.25 (40.19)	19.58 (39.68)	19.17 (39.36)
Ingreso total del hogar (en miles)	7.45 (6.37)	7.33 (6.49)	6.44 (4.74)	6.28 (6.15)	5.77 (5.89)	5.17 (4.02)
Participación laboral femenina (departamental)	50.38 (4.17)	50.08 (4.64)	49.10 (3.14)	49.76 (4.32)	49.27 (4.52)	48.78 (3.13)
Tasa de desempleo (departamental)	2.16 (0.66)	2.54 (0.74)	3.24 (0.84)	2.16 (0.66)	2.52 (0.74)	3.23 (0.84)
Observaciones	10739	12385	13108	8332	10518	11479

**Fuente:** Elaboración propia en base a datos de las Encuestas de Hogares 2011-2019

**Nota:** Errores estándar en paréntesis. La variable año 1 en el primer, segundo y tercer periodo de análisis es 2011, 2014 y 2017 respectivamente; la variable año 2 en el primer, segundo y tercer periodo de análisis es 2012, 2015 y 2018 respectivamente; la variable año 3 en el primer, segundo y tercer periodo de análisis es 2013, 2016 y 2019 respectivamente.

## 5. Metodología

### 5.1. Regresiones cuantílicas condicionales

Una aproximación especialmente popular es el modelo propuesto por Machado y Mata (2005) (método M-M) quienes usan regresiones cuantílicas condicionales para estimar distribuciones marginales de los ingresos laborales en diferentes escenarios contrafactuales. El método M-M puede ser visto como una generalización del método Oaxaca-Blinder<sup>12</sup> y como una extensión de la aproximación de descomposiciones de varianza (Firpo et al., 2009)<sup>13</sup>. La misma fue ampliada por Albrecht et al. (2009) mediante la aplicación de Buchinsky (1998), la cual reconoce la existencia de una autoselección no aleatoria por parte de las mujeres. Sin embargo, el uso de esta metodología fue cuestionada por los autores Huber y Melly (2015) quienes señalan que esta aproximación es válida sólo para los términos de regresión y errores que son condicionalmente independientes a las probabilidades de selección. A partir de esa crítica, los autores Huber y Melly (2015) desarrollan una prueba para probar la independencia condicional antes de aplicar la corrección de sesgo de autoselección de Buchinsky (1998) el cual es aplicado por Biewen et al. (2020) al realizar una transformación al modelo de Albrecht et al. (2009)<sup>14</sup>.

Dado que el objetivo de este trabajo es analizar el comportamiento de las brechas de ingresos laborales por género en la distribución de ingresos laborales, donde representan a los ingresos laborales de hombres y mujeres respectivamente, se sigue en el presente trabajo sigue la ampliación planteada por Albrecht et al. (2009) y transformada por Biewen et al. (2020) el cual se basa en la transformación de la regresión cuantílica original bajo un análisis de sesgo de autoselección en la media con presencia de heteroscedasticidad propuesta por los autores Chen y Khan (2003) que permite pasar la crítica de Huber y Melly (2015).

### 5.2. El modelo: una aproximación de descomposiciones cuantílicas

Para el modelo se consideran dos grupos A y T. El primer grupo (A) representa a todas las mujeres estén empleadas o no. El grupo T incluye a todas las mujeres que efectivamente tengan alguna ocupación en el mercado laboral. Debido a que sólo se observa la distribución de ingresos laborales de las mujeres ocupadas (T), Buchinsky (1998) añade una selección de muestras de correcciones, para las mujeres

---

<sup>12</sup> Desde las contribuciones seminales de Oaxaca-Blinder las diferencias en los ingresos laborales se analizan como una combinación de diferencias en características o dotaciones y diferencias en los retornos a estas dotaciones.

<sup>13</sup> Para mayor información sobre las ventajas y desventajas del método consultar Fortin et al. (2009).

<sup>14</sup> En la literatura se reconocen otras metodologías entre las que se destacan la de Picchio y Mussida (2011), Arellano y Bonhomme (2020) y la de Töpfer (2017).

con empleo, para cada quintil el cual se describe de la siguiente manera:

$$Q_{\theta}(y_T | z_T, D = 1) = x'_T \beta^A(\theta) + h_{\theta}(z'_T \gamma) \quad (1)$$

Donde  $\theta$  es un vector que debe contener todas las características que determinan los ingresos laborales más características adicionales que influyen en la selección pero no a los ingresos laborales. Análogamente al modelo de corrección de autoselección de Heckman (1979), Buchinsky (1998) aproxima el término de corrección  $h_{\theta}(z'_T \gamma)$  como una función inversa del ratio de Mills, usando una serie de potencias de la forma:

$$\widehat{h}_{\theta}(z'_T \gamma) = \sigma_0(\theta) + \sigma_1(\theta)\lambda(z'_T \gamma) + \sigma_2(\theta)\lambda(z'_T \gamma)^2 + \sigma_3(\theta)\lambda(z'_T \gamma)^3 \quad (2)$$

Donde la inversa del ratio de Mills es representado por  $\lambda(\cdot)$ <sup>15</sup> El parámetro  $\theta$  puede ser estimado usando un modelo de selección binaria<sup>16</sup>.

Para resolver que el intercepto de la ecuación de ingresos laborales  $\beta_0^A(\theta)$  no esté definido, Buchinsky (1998) y Albrecht et al. (2009) proponen usar lo que se denomina un argumento de identificación al infinito que implique que  $\beta_0^A(\theta)$  puede ser estimado en una submuestra de mujeres cuya probabilidad de participar en el mercado laboral es cercana a la probabilidad de la estimación sin corrección<sup>17</sup>. Siguiendo el método M-M y Biewen et al. (2020), se estiman diferentes distribuciones de los ingresos laborales contrafactuales muestreando repetidamente con valores del intervalo (0,1) y valores de la distribución empírica de las características.

$$\widehat{y}_A = x'_A \widehat{\beta}^A(\theta) \quad (3)$$

Estos escenarios contrafactuales, denotados por  $F(\widehat{y}_A | x_A, \widehat{\beta}^A)$ , se lo compara con la distribución de ingresos laborales de las mujeres que participan en el mercado laboral  $F(y_T)$  que resulta en el efecto total de la autoselección.

$$F(y_T) - F(\widehat{y}_A | x_A, \widehat{\beta}^A) \quad (4)$$

Basado en Albrecht et al. (2009) y Biewen et al. (2020), este efecto puede separarse por una parte dadas las diferencias en las características observables y por otra parte dadas las diferencias de las características no observables.

15 En el presente trabajo se utiliza hasta la tercera potencia de la inversa del ratio de Mills debido a que hasta esta potencia resultaba significativo en las regresiones cuantílicas.

16 El modelo de selección en este estudio es modelado a partir de un modelo probit.

17 Siguiendo a Biewen et al. (2020) se define este umbral en una probabilidad mayor a 75%, por lo que mujeres con una probabilidad más alta tienen una participación casi segura en el mercado laboral.

### 5.3. Prueba de independencia condicional

Huber y Melly (2015), demuestran que el modelo de Buchinsky (1998), asume independencia condicional en términos de densidad conjunta de los errores entre el modelo de autoselección y el de ingresos laborales  $f_{\mu,e}$ , lo que implicaría que la selección del modelo es independiente de  $z$ , condicionado a la probabilidad de selección  $Pr(D = 1|z)$ . Los autores demuestran que esto es válido para cualquier quintil  $\theta$ , implicando que el neto de los términos de selección, en todos los modelos de regresión cuantílica en la muestra seleccionada, deben ser paralelos bajo el supuesto de independencia condicional. En términos sustantivos la independencia condicional descarta que la distribución de  $y$  dependa directamente de  $z$  (es decir, es heteroscedástico en  $y$ ), pero puede que dependa de la probabilidad de selección (es decir, puede ser heteroscedástico en el índice  $z'y$ ).

Para comprobar si se cumple la independencia condicional en el modelo realizado en este trabajo, se aplica la prueba Huber/Melly (2015) que mide la igualdad de los coeficientes de las regresiones en la muestra elegida. La hipótesis nula de esta prueba es  $H_0: \beta(\theta) = \beta(0.5)$  para todo  $\theta$  contra la hipótesis para algunos  $H_1: \beta(\theta) \neq \beta(0.5)$ <sup>18</sup>.

Tal como los autores demuestran, es suficiente que el modelo transformado pase el test de Huber/Melly para poder aplicar la corrección de sesgo de selección Buchinsky (1998).

### 5.4. Modelo transformado

Biewen et al. (2020) proponen un ajuste al modelo original, de manera que, esta independencia se cumpla. Considerando una transformación por  $h(z) > 0$ .

$$\frac{y^*}{h(z)} = \frac{x'}{h(z)}\beta + \frac{\mu}{h(z)} \Leftrightarrow \hat{y}^* = \hat{x}'\beta + \hat{\mu} \quad (5)$$

Si la condición de independencia se cumple, puede aplicarse la corrección de sesgo de Buchinsky (1998) al modelo. Para este trabajo es necesario desarrollar la transformación del modelo con heteroscedasticidad multiplicativa expresado de la siguiente manera:

$$y^* = x'\beta + g(x)v \quad (6)$$

<sup>18</sup> Para la prueba, se utiliza los estadísticos Kolmogorov-Smirnov (KS) y el estadístico Cramer-von Mises (CM) los cuales son definidos en el anexo metodológico.

Donde  $g(x) > 0$  y  $v$  que, representa el término de error normalizado no observado, cumplen con la condición de independencia. Este modelo incluye dos elementos fundamentales: (i) la ubicación varía dependiendo de las características personales y (ii) la existencia de heteroscedasticidad depende del valor de  $g(x)$ .

Similar al modelo de Chen y Khan (2003), este implica la elección de dos cuantiles  $(\alpha_2, \alpha_1)$  en los que se supone que  $\alpha_2 > \alpha_1$ , a partir de los cuales se construye las regresiones cuantílicas  $Q_{\alpha_2}(y|z, D=1)$ ,  $Q_{\alpha_1}(y|z, D=1)$  de la población seleccionada y se calcula el rango intercuantílico predicho  $\Delta_q(z) = Q_{\alpha_2}(y|z, D=1) - Q_{\alpha_1}(y|z, D=1)$  y el rango intercuantílico del término de error  $\Delta_v(z'y) = \Delta_v$ <sup>19</sup>.

Donde esta expresión,  $\Delta_q(z)$ , puede ser estimada como una propagación intercuantílica para individuos con características  $z$  en la población elegida. La otra expresión,  $\Delta_v(z'y)$ , es en principio no observable. Sin embargo, un supuesto natural es que en el modelo generado,  $v$  representa una perturbación estandarizada cuyos quintiles no dependen de  $z'y$ . Una selección natural tendría una distribución normal para la variable  $v$  por lo que se podría calcular predicciones intercuantílicas  $\Delta_v = \phi^{-1}(\alpha_2) - \phi^{-1}(\alpha_1)$ . En este caso se puede transformar el modelo por :

$$\frac{\frac{y^*}{\Delta v^*}}{\frac{\Delta q(z)}{\Delta v^*}} = \left[ \frac{x'}{\Delta q(z)} \right] \beta + g(x) \left[ \frac{v}{\Delta v^*} \right] = \left[ \frac{x'}{\Delta q(z)} \right] \beta + \left[ \frac{v}{c(\alpha_2, \alpha_1, z'y)} \right] \quad (7)$$

Se mantiene el supuesto de independencia condicional porque el error transformado depende sólo de  $z'y$  y no de  $z$  (Biewen et al., 2020). En el presente trabajo se sigue esta transformación para construir los escenarios contrafactuales siguiendo a Albrecht et al. (2009)<sup>20</sup> y la aproximación de Buchinsky (1998) para corregir la autoselección por parte de las mujeres. Se realiza esta corrección sólo para el caso de las mujeres porque se reconoce que los niveles de participación laboral en el país para ellas son todavía bajos respecto a los niveles de los hombres<sup>21</sup>. Adicionalmente, las mujeres que trabajan y no trabajan poseen diferencias en características, como niveles de educación, experiencia y otras características personales, las cuales se capturan en los modelos planteados en este trabajo. Esta particularidad indicaría una posible existencia de autoselección por parte de las mujeres en el mercado laboral de una manera no aleatoria.

<sup>19</sup> Siguiendo a Chen y Kahn (2003) y Biewen et al. (2020) la transformación en este trabajo se realiza eligiendo los quintiles =0.85 y =0.15.

<sup>20</sup> Un análisis más profundo de la metodología se encuentra en el Anexo A1.

<sup>21</sup> Si bien la tasa de participación femenina en el mercado laboral de Bolivia es mayor con respecto al promedio latinoamericano en 2017 (52.9% frente a 50.2% según datos de la CEPAL), estas tasas son aún inferiores a las masculinas. Según datos del INE las tasas para las mujeres son 49.8%, 49.1% y 48.6% para los periodos 2011-2013, 2014-2016 y 2017-2019 respectivamente; estas tasas para los hombres en los mismos periodos son las siguientes: 67.7%, 68.3% y 66.9%.

Siguiendo a Biewen et al. (2020), la corrección por autoselección se realiza mediante la estimación de un modelo de autoselección, probit, que contiene todas las características que potencialmente afectan la participación de la mujer en el mercado laboral (la variable dependiente es una variable dummy que toma el valor de uno si la mujer se encuentra ocupada, cero en caso contrario). Las predicciones de este modelo se utilizan para calcular una serie de potencias del ratio de Mills, los cuales se introducen a las regresiones cuantílicas del modelo transformado que pasa la prueba de Huber y Melly (2015).

## 6. Supuestos del modelo

Como se mencionó anteriormente, es necesario realizar la prueba para ver si se cumple supuesto de independencia condicional de la densidad conjunta de los errores de los modelos de ingresos y autoselección<sup>22</sup>. El **Cuadro 2** muestra que el modelo no presenta problemas de independencia condicional, pues la prueba Huber/ Melly pasa fácilmente en todos los casos de rango de quintiles (5-95, 10-90, 15-85 y 20-80) tanto con el estadístico KS como con el CM. Por lo tanto, se aplica el modelo transformado para construir los escenarios contrafactuales de las distribuciones de ingreso.

**Cuadro 2.**  
**Prueba de Huber y Melly (2015)**

		[0.05, 0.95]	[0.10, 0.90]	[0.15, 0.85]	[0.20, 0.80]
2011-2013	Kolmogorov-Smirnov	0.81	1.000	1.000	1.000
	Cramér-von Mises	1.000	1.000	1.000	1.000
2014-2016	Kolmogorov-Smirnov	1.000	1.000	1.000	1.000
	Cramér-von Mises	1.000	1.000	1.000	1.000
2017-2019	Kolmogorov-Smirnov	1.000	1.000	1.000	1.000
	Cramér-von Mises	1.000	1.000	1.000	1.000

Fuente: Elaboración propia en base a datos de las Encuestas de Hogares 2011-2019

22 Adicionalmente, se realiza la prueba de heteroscedasticidad propuesto por Machado y Santos (2000). Los modelos de los ingresos laborales corregidos por sesgo de autoselección son homoscedásticos en las colas de la distribución para los tres periodos y en casi todos los quintiles de la distribución en el periodo 2011-2013. Siguiendo a Maasoumi y Wang (2018), se aplica la prueba de Huber y Mellace (2014) para rechazar o no la validez de los instrumentos utilizados (estas son los grupos de edades de 30-44 años y de 45-60 años, si la persona es jefa de hogar, el número de niños menores a 5 años, entre 5 y 11 años y entre 12 y 17 años y el ingreso total del hogar). La prueba nos permite no rechazar la hipótesis nula del supuesto de la restricción de exclusión o de monotonicidad. Es decir, siguiendo a Huber y Mellace (2014), no existe evidencia estadística suficiente que denote una relación significativa entre estos regresores excluidos y el término de error de las ecuaciones del ingreso.

## 7. Resultados

En esta sección se presentan los resultados principales. Es importante reconocer que los datos agrupados permiten sólo el análisis de la evolución de la brecha promedio en los años agrupados y no así para un año en particular. Los resultados presentados corresponden al modelo de autoselección, donde se busca analizar los factores determinantes de la ocupación de las mujeres, y los modelos de regresiones cuantílicas antes y después de corregir por sesgo de autoselección. Cabe recalcar que, para estos modelos la variable dependiente es el logaritmo del ingreso laboral.

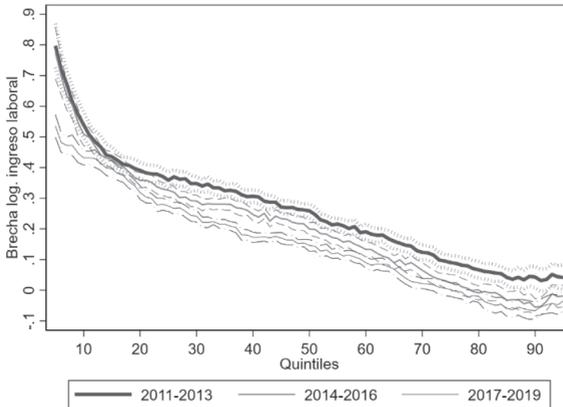
### 7.1. Brechas brutas entre hombres y mujeres

En la Figura 1, se pueden apreciar las brechas de género brutas en las que se observa estos aspectos centrales: i) los hombres tienen una remuneración más alta en cada uno de los quintiles de la distribución en la parte baja y media, es decir, existe una brecha positiva; la brecha más baja se observa a partir del quintil 85 la cual sigue siendo positiva en el primer periodo y se torna negativa en los siguientes dos periodos, ii) en el extremo más bajo de la distribución la brecha es significativamente más alta que en los quintiles superiores (la brecha en los dos primeros periodos para los quintiles que se encuentran por debajo del décimo es superior al 50%, mientras que, para el tercer periodo es de alrededor del 48%), iii) en el extremo más alto se observa un leve aumento de la brecha en comparación a los quintiles de la parte media-alta de la distribución en el primer periodo, iv) a medida que se transita en el tiempo, la brecha a lo largo de la distribución es menor, por lo que la diferencia promedio en retribuciones entre hombres y mujeres registrada en 2017-2019 es la menor de todo el periodo de estudio.

Estos datos indicarían que existen indicios del fenómeno de “suelos pegajosos” en Bolivia en los tres periodos analizados, que si bien esta brecha promedio disminuyó en el tiempo la presencia de esta circunstancia se mantiene en el tiempo. En cambio, no se evidencia la presencia de “techos de cristal” en la parte superior de la distribución dado que en los quintiles más altos se presentan retribuciones mucho más similares entre hombres y mujeres. Este comportamiento diferenciado en la distribución posiblemente se deba a que en la parte más baja exista una mayor concentración de mujeres con menores dotaciones en educación, experiencia que obtienen un menor ingreso laboral, muchas de ellas desempeñándose en trabajos menos estables como independientes y con menores posibilidades de una movilidad laboral. A medida que se transita a quintiles superiores, las dotaciones de las mujeres en estas características aumentan, por lo tanto, su señalización en el mercado laboral mejora permitiéndoles ingresar a sectores mejor retribuidos y

obtener mayores ingresos incluso marginalmente mayores al de los hombres en los quintiles superiores de los últimos dos periodos.

**Figura 1. Brechas de género brutas**



**Fuente:** Elaboración propia en base a datos de las Encuestas de Hogares 2011-2019

**Nota:** Intervalos de confianza al 90% estimados con bootstrap (200 repeticiones)

## 7.2. Modelo de autoselección

Como siguiente punto, se muestran los resultados del modelo de autoselección los cuales se obtienen a partir de un modelo probit donde la variable dependiente es la ocupación en el mercado laboral. Esta corrección por sesgo de autoselección sólo se realiza para la sub muestra de mujeres por las razones expuestas en la parte metodológica.

En el *Cuadro 3* se muestran los coeficientes y los efectos marginales de la condición de ocupación de las mujeres evidenciando los siguientes resultados: (i) el coeficiente de la variable de educación es positivo y significativo, lo que indica que las mujeres con mayor educación tienen una mayor probabilidad de trabajar, (ii) el coeficiente de la variable de estado civil es negativo y significativo, lo que indica que estar casada disminuye la probabilidad de trabajar, (iii) nuestra variable de experiencia potencial implica una relación positiva y significativa, es decir, una mayor experiencia se traduce en una mayor probabilidad de trabajar, pero a una tasa decreciente (debido al signo negativo de la experiencia al cuadrado), (iv) la variable de etnicidad es positiva y significativa implicando que las mujeres

indígenas tienen mayor probabilidad de trabajar, (v) si la mujer es jefa de hogar su probabilidad de trabajar aumenta, (vi) la presencia de hijos menores a 5 años en el hogar tiene un efecto negativo y significativo en la probabilidad de trabajar (a excepción del último periodo); en cambio, la presencia de hijos entre 5 a 11 años es positiva y significativa. Finalmente, los hijos de 12 a 17 años dentro de un hogar sólo tienen un efecto significativo en el último periodo al 90%, (vii) si el ingreso del hogar es mayor la probabilidad de trabajar de la mujer también es mayor, (viii) los controles regionales por departamento muestran una asociación positiva con la probabilidad de trabajar (participación laboral) y negativa en el caso de la tasa de desempleo. Además, se agregaron controles por años los cuales no muestran una significancia en todos los periodos.

**Cuadro 3**  
**Participación de las mujeres en el mercado laboral**

Variables	Modelos Probit					
	2011-2013		2014-2016		2017-2019	
	Coef.	EM.	Coef.	EM.	Coef.	EM.
<b>Años de educación</b>	0.046***	0.016***	0.043***	0.015***	0.032***	0.011***
	(0.003)	(0.001)	(0.003)	(0.001)	(0.003)	(0.001)
<b>Casado/a</b>	-0.237***	-0.083***	-0.227***	-0.078***	-0.280***	-0.094***
	(0.027)	(0.009)	(0.025)	(0.008)	(0.024)	(0.008)
<b>Experiencia potencial</b>	0.074***	0.026***	0.072***	0.025***	0.070***	0.024***
	(0.004)	(0.001)	(0.004)	(0.001)	(0.004)	(0.001)
<b>Experiencia potencial<sup>2</sup></b>	-0.001***	-0.000***	-0.001***	-0.000***	-0.001***	-0.000***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
<b>Etnicidad</b>	0.184***	0.064***	0.235***	0.081***	0.178***	0.060***
	(0.024)	(0.008)	(0.022)	(0.007)	(0.021)	(0.007)
<b>Región: valle</b>	-0.008	-0.003	0.036*	0.012*	0.030	0.010

	(0.024)	(0.008)	(0.022)	(0.008)	(0.021)	(0.007)
<b>Región: llano</b>	0.031	0.011	0.090***	0.031***	0.039	0.013
	(0.028)	(0.010)	(0.027)	(0.009)	(0.027)	(0.009)
<b>Año 2</b>	-0.014	-0.005	0.059**	0.020**	-0.037*	-0.012*
	(0.026)	(0.009)	(0.028)	(0.010)	(0.022)	(0.007)
<b>Año 3</b>	-0.060***	-0.021***	0.014	0.005	-0.046*	-0.015*
	(0.023)	(0.008)	(0.026)	(0.009)	(0.027)	(0.009)
<b>Grupo etario: 30-44 años</b>	0.084**	0.029**	0.077**	0.027**	0.126***	0.042***
	(0.043)	(0.015)	(0.039)	(0.013)	(0.038)	(0.013)
<b>Grupo etario: 45-60 años</b>	-0.220***	-0.077***	-0.175***	-0.060***	-0.155**	-0.052**
	(0.074)	(0.026)	(0.067)	(0.023)	(0.065)	(0.022)
<b>Jefatura de hogar</b>	0.590***	0.207***	0.751***	0.259***	0.829***	0.278***
	(0.030)	(0.010)	(0.027)	(0.009)	(0.025)	(0.008)
<b>Número de niños menores a 5 años</b>	-0.061**	-0.021**	-0.056**	-0.019**	-0.031	-0.010
	(0.025)	(0.009)	(0.023)	(0.008)	(0.023)	(0.008)
<b>Número de niños de 5 a 11 años</b>	0.071***	0.025***	0.053**	0.018**	0.088***	0.030***
	(0.025)	(0.009)	(0.022)	(0.008)	(0.022)	(0.007)
<b>Número de adolescentes de 12 a 17 años</b>	0.013	0.005	0.007	0.002	0.059**	0.020**
	(0.026)	(0.009)	(0.024)	(0.008)	(0.023)	(0.008)

<b>Ingreso total del hogar (en miles)</b>	0.025*** (0.002)	0.009*** (0.001)	0.035*** (0.002)	0.012*** (0.001)	0.060*** (0.002)	0.020*** (0.001)
<b>Participación laboral fe- menina (departamental)</b>	0.024*** (0.003)	0.008*** (0.001)	0.031*** (0.003)	0.011*** (0.001)	0.024*** (0.004)	0.008*** (0.001)
<b>Tasa de desempleo (departamental)</b>	-0.032* (0.017)	-0.011* (0.006)	-0.030** (0.015)	-0.010** (0.005)	-0.012 (0.014)	-0.004 (0.005)
<b>Constante</b>	-2.371*** (0.150)		-2.898*** (0.155)		-2.597*** (0.187)	
Observaciones	19071	19071	22924	22924	24587	24587

**Fuente:** Elaboración propia en base a datos de las Encuestas de Hogares 2011-2019.

**Nota:** Errores estándar en paréntesis. Coef: Coeficientes. EM: Efectos Marginales. \*\*\*denota significativo al 1%, \*\* al 5%, \* al 10%. La variable año 1 en el primer, segundo y tercer período de análisis representa el año 2012, 2015 y 2018 respectivamente; la variable año 2 en el primer, segundo y tercer período de análisis representa el año 2013, 2016 y 2019 respectivamente.

### 7.3. Brecha de género estimadas en los tres periodos

Una vez que se corrige por el sesgo de autoselección se estiman las regresiones cuantílicas para los modelos de ingreso definido en la sección de datos y variables. Los resultados para mujeres (con y sin corrección por sesgo de autoselección) se reportan en las tablas de los anexos. Los resultados centrales de estas regresiones se detallan en la Tabla 6, Tabla 8 y Tabla 10 del anexo A2. Estas muestran que al corregir por sesgo de autoselección para las mujeres: (i) la educación tiene un impacto positivo en todos los quintiles de la distribución al igual que la variable de estado civil (casada/o), las regiones del valle y llano (a excepción de la variable de región del valle que no es significativa en el último periodo). Estos resultados implicarían que las mujeres con mayor nivel educativo y que son casadas tienen un mayor ingreso, al igual que aquellas que pertenecen a las regiones del valle y llanos tienen un mayor ingreso laboral con respecto a las que pertenecen a la región altiplánica, (ii) los controles de años que también muestran un impacto positivo y significativo (a excepción del año 2012 en el primer periodo la cual es negativa y no significativa) señala que las mujeres en los últimos años de cada periodo analizado tendrían también un mayor ingreso el cual reduciría la brecha promedio, (iii) ser mujer indígena se asocia a una relación negativa en todos los quintiles al igual que la variable de trabajador independiente, lo que implica que las mujeres no indígenas y trabajadoras asalariadas ganarían más que las mujeres indígenas y trabajadoras independientes respectivamente.

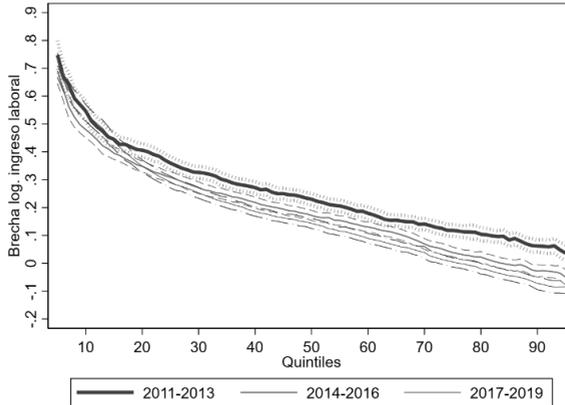
Adicionalmente, en la aproximación se desarrollan los resultados de las estimaciones de los escenarios contrafactuales siguiendo el proceso propuesto por Albrecht et al. (2009) aplicando el modelo transformado propuesto por Biewen et al. (2020) expuesto en la sección metodológica. Como se detalla en los gráficos que se muestran más adelante, se presentan las brechas entre hombres y mujeres considerando distintos escenarios contruidos con los ingresos estimados.

En la Figura 2 se presenta el primer escenario contrafactual donde se comparan los ingresos en logaritmo de hombres y mujeres con características de los hombres (características de las regresiones cuantílicas) pero manteniendo sus retornos (sus remuneraciones), es decir, muestra la brecha después de que se toma en cuenta la diferencia en la distribución de las características observables. Para los tres periodos establecidos, se evidencia una brecha positiva, la cual es superior en los quintiles más bajos de la distribución y se reduce a medida que se transita hacia los quintiles más altos. Comparando con la Figura 1 de las brechas brutas, se observa que las brechas son idénticas con este escenario contrafactual. Si las mujeres mantienen

sus características observables, pero son remuneradas como hombres, la brecha sería mucho más pequeña a la observada cuando se igualan hombres y mujeres en características. Por tanto, la brecha observada se explica más por diferencias en los retornos de las características observadas capturadas en los modelos (educación, casada, experiencia potencial, etnicidad, condición de actividad) entre hombres y mujeres. Este escenario refleja que, aunque las mujeres tengan la misma distribución de características observables de los hombres, las retribuciones que las mujeres perciben aún son más bajas ocasionando que la brecha persista.

Del escenario mencionado anteriormente, se evidencia que estas características no son valoradas para poder reducir la brecha, sino podrían existir otros factores como el hecho de ser mujer, la raza, condición jerárquica en la fuente laboral, contexto cultural, motivación, habilidades cognitivas u otros no observados que influyen a que las mujeres, con igual dotaciones observables que los hombres, sean retribuidas de manera inferior. Por un lado, la situación descrita tiene un mayor peso en la parte baja de la distribución por lo que los hombres son mejor remunerados y las mujeres estarían “atrapadas” en trabajos de baja remuneración con menores posibilidades de una movilidad laboral que sus contrapartes hombres. Por otro lado, en la parte más alta se observa una brecha más pequeña e incluso una brecha negativa para los quintiles superiores lo cual se hace más evidente en el segundo y tercer periodo. Esta última situación se puede atribuir a que en los últimos periodos las mujeres de estos segmentos poseen mayores dotaciones con respecto a mujeres de otros segmentos, pero igual al de los hombres, lo que podría dar lugar al acceso a cargos más altos, gerenciales o de toma de decisiones, y mejor remunerados que los hombres.

**Figura 2. Hombres vs. Mujeres con características de los hombres y retornos propios**



**Fuente:** Elaboración propia en base a datos de las Encuestas de Hogares 2011-2019

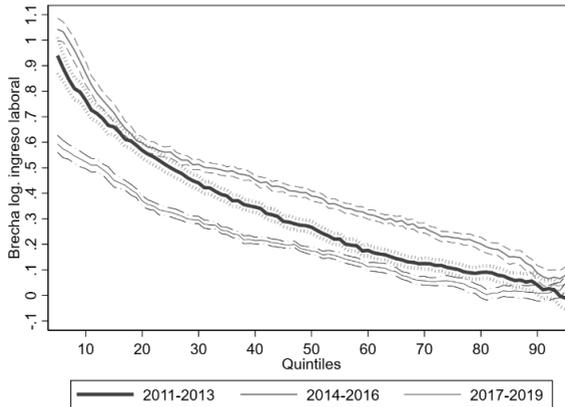
**Nota:** Intervalos de confianza al 90% estimados con bootstrap (200 repeticiones)

Siguiendo con los ejercicios de descomposición de la brecha, como siguiente paso se analiza el efecto del sesgo de autoselección sobre la distribución de ingresos laborales de las mujeres. La Figura 3 muestra la brecha entre los hombres que trabajan y la distribución de las mujeres resultante de la corrección por sesgo de autoselección. Dado que las mujeres que trabajan no representan una submuestra aleatoria de las mujeres, la brecha bruta subestima la brecha existente entre hombres y mujeres en las áreas urbanas de Bolivia. En los tres periodos establecidos se puede observar que la brecha sigue siendo positiva y el efecto de la autoselección también es positivo, lo cual indicaría: (i) las mujeres que actualmente trabajan tendrían un mayor ingreso laboral con respecto al ingreso potencial de las mujeres que no trabajan pero que recibirían siendo parte del mercado laboral, (ii) el efecto en la distribución corregido por el sesgo de autoselección es mayor a la brecha bruta, principalmente en la parte baja de la distribución en los primeros dos periodos, (iii) esta brecha es significativamente superior al 20% en la parte baja para el primer periodo, entre 25% y 35% en el segundo periodo y menor al 10% para el tercer periodo, (iv) en la parte media y alta esta diferencia se reduce siendo para el primer periodo inferior al 10%, entre 12% y 20% en el segundo periodo y para el tercer periodo se mantiene inferior al 10% (v) estos resultados, por un lado, dan indicios de una posible existencia de suelos pegajosos para las mujeres que trabajan.

En línea con los anteriores resultados evidenciados en las regresiones cuantílicas se puede concluir que existe el fenómeno de suelos pegajosos. Esto implica que las mujeres que se encuentran inmersas en esta circunstancia tienen una menor educación, no se encuentran casadas, se identifican como indígenas, y son trabajadoras independientes. Al corregir por sesgo de autoselección el efecto es más fuerte en los dos primeros periodos para el segmento más bajo de la distribución. La intuición detrás de este resultado es que las mujeres que potencialmente entrarían al mercado laboral generarían ingresos menores que aquellas que efectivamente trabajan y las diferencias tanto en características observables como no observables entre las mujeres que trabajan y las que no es más significativa en este segmento de la distribución. La brecha es especialmente subestimada en el segundo periodo, la cual después de la corrección muestra las brechas más altas de todo el periodo analizado posiblemente debido a que en este periodo, caracterizado por el inicio de la desaceleración de la economía, las mujeres que potencialmente trabajarían obtendrían una retribución inferior a las que efectivamente trabajan y se insertarían a sectores más inestables y precarios debido a una falta de oportunidades a conseguir trabajos de mayor calidad y menor movilidad laboral caracterizado por la presencia de "suelos pegajosos".

De la mano con estos resultados, en la parte alta de la distribución el efecto del sesgo de autoselección, en los tres periodos, es casi nulo lo que puede dar indicios de que las mujeres que actualmente no trabajan tienen en promedio características observables y no observables similares que aquellas que están trabajando. Además, no se evidencia una circunstancia de techos de cristal porque estas mujeres reciben remuneraciones similares a la de los hombres e inclusive estas son marginalmente mayores en los quintiles superiores. Finalmente, para el tercer periodo no se observan diferencias en el efecto del sesgo de autoselección debido a que en promedio para todos los segmentos de la distribución las mujeres que no trabajan cuentan con características muy similares a las que ya se encuentran en el mercado laboral.

**Figura 3. Hombres vs. Mujeres después de la corrección por sesgo de autoselección**



**Fuente:** Elaboración propia en base a datos de las Encuestas de Hogares 2011-2019

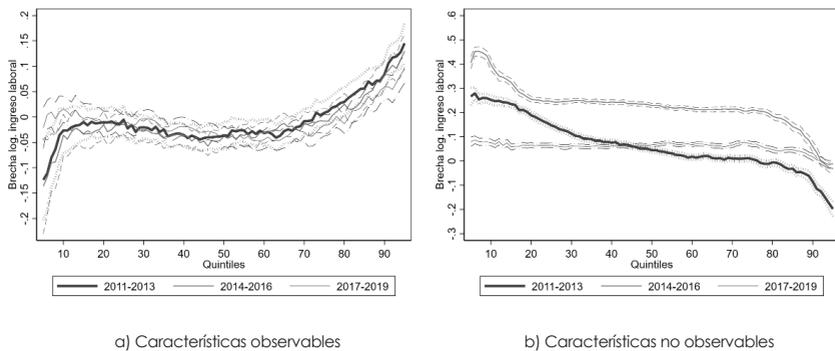
**Nota:** Intervalos de confianza al 90% estimados con bootstrap (200 repeticiones)

La Figura 4 muestra si el sesgo de autoselección es explicado más por características observables o por factores no observables: (i) en los tres periodos se aprecia que el efecto de sesgo de autoselección por características observables es negativo en la distribución aproximadamente hasta el quintil 70; a partir del mismo, este efecto se vuelve positivo (ver Figura 4a), (ii) en los primeros dos periodos el efecto de las características no observables es significativamente más alto en los quintiles inferiores hasta aproximadamente el quintil 70 de la distribución (ver Figura 4b), (iii) sin embargo, en el tercer periodo este efecto es más homogéneo a lo largo de la distribución.

La intuición detrás de este resultado, por un lado, es que en la parte superior de la distribución las mujeres que efectivamente trabajan cuentan con mejores características observables que las que se encuentran fuera del mercado laboral en los tres periodos. Por tanto, sus ingresos laborales son mayores al ingreso potencial de las que no trabajan. Por otro lado, los resultados de ambos efectos (por características observables y no observables) implican que las que no trabajan tienen mejores características observables; consecuentemente, la mayor parte del sesgo de autoselección positivo se explicaría por características no observables principalmente en la parte baja de la distribución, es decir, que las mujeres, en estos segmentos, son más afectadas por otros factores no observables entre los cuales

se encuentra la discriminación por temas de raza o sexo, habilidades cognitivas, motivación u otros que no se pueden capturar con la información disponible para la construcción de los modelos, que impiden que las mujeres puedan tener una movilidad en sus empleos o que puedan ingresar al mercado laboral. En el tercer periodo las características no observables tienen un peso similar a lo largo de la distribución, es decir, las mujeres de todos los segmentos son afectadas de igual manera por otros factores no capturados en los modelos.

**Figura 4. Descomposición del efecto del sesgo de autoselección**

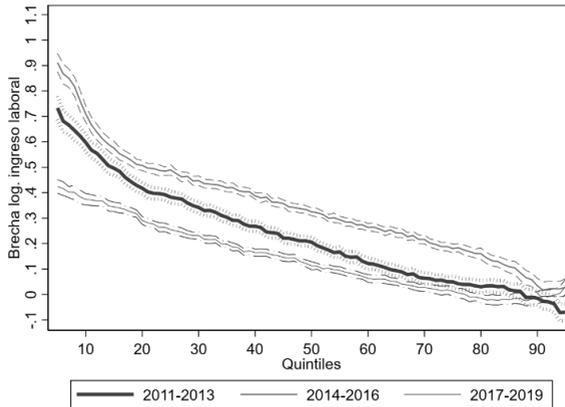


**Fuente:** Elaboración propia en base a datos de las Encuestas de Hogares 2011-2019

**Nota:** Intervalos de confianza al 90% estimados con bootstrap (200 repeticiones)

Por último, en la Figura 5 se analiza que proporción es explicada por las diferencias a los retornos a las características igualadas entre hombres y mujeres y cuanto a las diferencias en las distribuciones de estas características. Al igual que en el caso sin corrección por autoselección, cuando se controla por las características observables (educación, casada, experiencia potencial, etnicidad, condición de actividad), la brecha observada se explica más por diferencias en los retornos a estas características entre hombres y mujeres. Es decir, incluyendo a las mujeres que potencialmente trabajarían las retribuciones aún serían inferiores a la de los hombres ocasionando que la brecha se mantenga y este es efecto es nuevamente más evidente en la parte más baja de la distribución.

**Figura 5. Hombres vs. Mujeres si todas trabajaran, tuvieran características de los hombres y fueran remuneradas como mujeres (ajustado por sesgo de autoselección)**



**Fuente:** Elaboración propia en base a datos de las Encuestas de Hogares 2011-2019

**Nota:** Intervalos de confianza al 90% estimados con bootstrap (200 repeticiones)

En el Cuadro 4 se puede apreciar las brechas del modelo transformado para cada periodo para los quintiles seleccionados junto a sus diferencias siguiendo a Arulampalam et al. (2007). Este ejercicio permite conceptualizar de manera más clara la existencia de las circunstancias de suelos pegajosos y/o techos de cristal. Siguiendo las definiciones tradicionales, existirá un efecto de suelos pegajosos si la diferencia entre el quintil 50 y 10 es negativo; en el mismo sentido, existirá un efecto de techos de cristal si la diferencia entre el quintil 90 y 50 es positivo.

Según los datos, existe un efecto de suelos pegajosos para las mujeres en el mercado laboral urbano boliviano en los tres periodos analizados, dado que la diferencia entre el quintil 50 y 10 es negativa. Es decir, la brecha registrada en la parte más baja de la distribución son sistemáticamente mayores a las registradas en la media de la distribución y en la parte alta de la misma. Asimismo, no se evidencian techos de cristal debido a que en la parte más alta de la distribución la brecha es menor a la parte media de la misma. Estos resultados van en línea a la evidencia encontrada en la literatura para el país y sugieren que las mujeres experimentan barreras mucho más marcadas en la parte baja de la distribución lo que se puede asociar a una alta concentración de mujeres en trabajos precarios, con baja calificación y con una baja movilidad laboral; pero, estas pierden fuerza en el último periodo analizado.

**Cuadro 4.**  
**Brechas de género condicionales, según percentiles seleccionados**

	Percentiles			Diferencias		
	10mo	50vo	90vo	90vo-10mo	90vo-50vo	50vo-10mo
2011-2013	75.5	25.82	3.76	-71.74	-22.06	-49.68
2014-2016	86.5	37.7	8.97	-77.53	-28.73	-48.8
2017-2019	59.8	16.22	-1.33	-61.13	-17.55	-43.58

Fuente: Elaboración propia en base a datos de las Encuestas de Hogares 2011-2019

## 8. Conclusiones

Existe una literatura emergente que evidencia la existencia de una brecha positiva entre hombres y mujeres y, por tanto, las mujeres se encuentran en desventaja y con menores remuneraciones laborales que los hombres. Además, se destaca la importancia de un análisis de las brechas de género en el mercado laboral que estudie su comportamiento a lo largo de la distribución de ingresos y reconozca la importancia de una autoselección no aleatoria al mercado laboral por parte de las mujeres dado que los niveles de participación laboral en el país para ellas son inferiores respecto a los niveles de los hombres y existen diferencias en características entre mujeres que trabajan y no trabajan.

En el presente trabajo se estudia la evolución de la brecha de ingresos laborales en las áreas urbanas de Bolivia distinguiendo tres periodos de estudio, 2011-2013, 2014-2016 y 2017-2019, lo que permite obtener una brecha en retribuciones promedio para dichos periodos. A diferencia de estudios previos realizados en Bolivia, este trabajo considera el análisis de las brechas a lo largo de la distribución y realiza un ajuste por sesgo de autoselección para las mujeres que trabajan, dado que no representan una sub muestra aleatoria de las mujeres. Para tal efecto, se utiliza un modelo de regresiones cuantílicas condicionales transformado propuesto por Biewen et al. (2020).

Según los resultados, para los tres periodos establecidos, se evidencia una brecha bruta promedio positiva en las remuneraciones entre hombres y mujeres que si bien esta es menor en el último periodo esta persiste en el tiempo. Los resultados reflejan una heterogeneidad existente en la distribución de los ingresos laborales en las áreas urbanas de Bolivia. Se evidencia una brecha superior en los

quintiles más bajos de la distribución revelando la presencia de la circunstancia de suelos pegajosos. Esta brecha se reduce a medida que se transita a la parte media y alta de la distribución donde se observan retribuciones mucho más similares entre hombres y mujeres, incluso en los segmentos más altos las mujeres son retribuidas marginalmente mejor, lo cual descarta la presencia de techos de cristal.

Las brechas observadas se explican más por diferencias en los retornos de las características observadas medidas en los modelos cuantílicos (educación, casada, experiencia potencial, etnicidad, condición de actividad) entre hombres y mujeres y en menor medida por las diferencias en estas características entre hombre y mujeres. Por lo tanto, podrían existir otros factores no capturados como características de la fuente laboral, habilidades cognitivas, motivaciones, contexto cultural o la presencia de cierta discriminación hacia las mujeres que están influyendo, principalmente en la parte baja de la distribución, que ellas obtengan una menor remuneración que sus contrapartes hombres.

Como en Bolivia se presentan tasas de participación laboral femeninas inferiores a las masculinas y, además, las mujeres que trabajan y no trabajan poseen diferencias en características personales, las mujeres que trabajan no representan una sub muestra aleatoria de las mujeres lo que ocasiona que la brecha bruta no refleje la brecha existente entre hombres y mujeres. En los tres periodos establecidos se puede observar que el efecto de la autoselección es positivo, lo cual indica que las mujeres que actualmente trabajan tendrían un mayor ingreso laboral con respecto al ingreso potencial de las mujeres que no trabajan pero que recibirían siendo parte del mercado laboral. También, se observa que controlando por las características observables (educación, casada, experiencia potencial, etnicidad, condición de actividad), la brecha observada se explica más por diferencias en los retornos a estas características entre hombres y mujeres.

Además, esta brecha sigue siendo más profunda en los quintiles más bajos, más fuerte en los dos primeros periodos y explicada más por diferencias en características no observables. Esto se explica porque las mujeres, en estos segmentos, son más afectadas por factores no observables que no se capturan en los modelos que impiden que las mujeres puedan tener una movilidad en sus empleos o que puedan ingresar al mercado laboral. Mientras que, una situación contraria se observa entre las mujeres en la parte alta de la distribución pues las mujeres que efectivamente trabajan cuentan con mejores características observables que las que se encuentran fuera del mercado laboral.

Por otra parte, la brecha en el segundo periodo se amplía en toda la distribución y es especialmente subestimada, la cual después de la corrección muestra las brechas más altas de todo el periodo analizado lo cual puede responder a una falta de oportunidades a insertarse en trabajos de mayor calidad por parte de las mujeres que potencialmente trabajarían. En el tercer periodo, se presentan las brechas más bajas de todo el periodo analizado, lo cual responde a que las mujeres que no trabajan cuentan con características muy similares a las que ya se encuentran en el mercado laboral. Todos estos resultados confirman la presencia del fenómeno de suelos pegajosos para las mujeres en las áreas urbanas en los quintiles más bajos del mercado laboral boliviano.

Basados en los resultados y debido a que las brechas son mayores en la parte más baja de la distribución se sugiere: (i) posiblemente las mujeres en estos segmentos estén en trabajos de menor calidad, sin acceso a protección social por lo que las intervenciones deberían facilitar el acceso de las mujeres a trabajos formales y de mayor calidad, (ii) las mujeres que entran al mercado laboral podrían estar inclinándose hacia trabajos más precarios y peor remunerados debido a falta de políticas de cuidado, guarderías, licencias maternas, entre otras, por lo que se podría buscar la provisión de servicios públicos universales de cuidado, (iii) dado que la brecha en la parte baja se explica más por características no observables se deben explorar que otros factores determinan la productividad y cuales ocasionan barreras a la entrada al mercado laboral y menores retribuciones a las mujeres, de manera que las políticas puedan ser enfocadas a nivelar la participación laboral y permanencia por parte de las mujeres, como también que las retribuciones recompensen sus habilidades de manera equitativa a la de sus contrapartes hombres.

Para finalizar, con este estudio se pretende motivar nuevas investigaciones que indaguen los determinantes de la circunstancia de “suelos pegajosos” en las áreas urbanas de Bolivia. Además, se resalta el interés de abordar el tema del presente trabajo desde otras aproximaciones metodológicas con el objetivo de constatar los resultados obtenidos en el presente trabajo.

---

## Referencias

1. Agrawal, T. (2013). Are there glass-ceiling and sticky-floor effects in India? An empirical examination. *Oxford Development Studies*, 41(3), 322–342.
2. Albrecht, J., Björklund, A., and Vroman, S. (2003, January). Is There a Glass Ceiling in Sweden? *Journal of Labor Economics*. doi:10.1086/344126
3. Ardanche, M., and Celiberti, L. (2011). Entre el techo de cristal y el piso pegajoso. *Montevideo, Uruguay: Cotidiano Mujer*.
4. Arellano, M., and Bonhomme, S. (2017). Quantile selection models with an application to understanding changes in wage inequality. *Econometrica*, 85(1), 1–28.
5. Arrow, K. (1971). *The Theory of Discrimination*.
6. Arulampalam, W., Booth, A. L., and Bryan, M. L. (2007). Is there a glass ceiling over Europe? Exploring the gender pay gap across the wage distribution. *ILR Review*, 60(2), 163–186.
7. Badel, A., y Peña, X. (2010). Descomponiendo la brecha salarial de género con ajuste de sesgo de selección: el caso colombiano. *Revista de Análisis Económico*, 25(2), 169-191.
8. Blau, F. D., and Kahn, L. M. (2006). The US gender pay gap in the 1990s: Slowing convergence. *ILR Review*, 60(1), 45–66.
9. Blinder, A. (1973). Wage discrimination reduced form and structural estimates. *J.Hum. Resour.*
10. Boraz, F., and Robano, C. (2010). Brecha salarial en Uruguay. *Revista de Análisis Económico*, 25(1), 49–77.
11. Bucheli, M., and Sanromón, G. (2005). Salarios femeninos en el Uruguay: ¿Existe un techo de cristal? *Documento de Trabajo/FCS-DE; 5/04*.
12. Buchinsky, M. (1998). The dynamics of changes in the female wage distribution in USA: a quantile regression approach. *Journal of Applied Econometrics*, 13(1), 1–30.

13. Carrillo, P., Gandelman, N., & Robano, V. (2013). *Sticky floors and glass ceilings in Latin America. The Journal of Economic Inequality*, 12(3), 339–361. doi:10.1007/s10888-013-9258-3
14. Chen, S., and Khan, S. (2003). Semiparametric estimation of a heteroskedastic sample selection model. *Econometric Theory*, 19(6), 1040–1064.
15. Chioda L., y Verdú, R. G. (2016). *Trabajo y familia: mujeres latinoamericanas y caribeñas en busca de un nuevo equilibrio*. Publicaciones del Banco Mundial.¿
16. Chzhen, Y., and Mumford, K. (2011). Gender gaps across the earnings distribution for full-time employees in Britain: Allowing for sample selection. *Labour Economics*, 18(6), 837–844.
17. Cotter, D. A., Hermsen, J. M., Ovadia, S., and Vanneman, R. (2001). The glass ceiling effect. *Social Forces*, 80(2), 655–681.
18. De Garay, A. (2013). Igualdad de género en la Universidad Autónoma Metropolitana: un espejismo. *La Ventana. Revista de Estudios de Género*, 4(38), 277–330.
19. De la Rica, S., Dolado, J. J., and Llorens, V. (2008). Ceilings or floors? Gender wage gaps by education in Spain. *Journal of Population Economics*, 21(3), 751–776.
20. Firpo, S., Fortin, N. M., and Lemieux, T. (2009). Unconditional quantile regressions. *Econometrica*, 77(3), 953–973.
21. Fortin, N., Lemieux, T., and Firpo, S. (2011). Decomposition methods in economics. In *Handbook of labor economics* (Vol. 4, pp. 1–102). Elsevier.
22. Gasparini, L. and Marchionni, M. (2015). Bridging gender gaps? The rise and deceleration of female labor force participation in Latin America. CEDLAS. La Plata: Universidad Nacional de la Plata
23. Guy, M. E. (1994). Organizational architecture, gender and women's careers. *Review of Public Personnel Administration*, 14(2), 77–90.
24. Huber, M., and Mellace, G. (2014). Testing exclusion restrictions and additive separability in sample selection models. *Empirical Economics*, 47(1), 75–92

25. Huber, M., and Melly, B. (2015). A test of the conditional independence assumption in sample selection models. *Journal of Applied Econometrics*, 30(7), 1144–1168.
26. Maasoumi, E., and Wang, L. (2019). The gender gap between earnings distributions. *Journal of Political Economy*, 127(5), 2438–2504.
27. Machado, J. A. F., and Mata, J. (2005). Counterfactual decomposition of changes in wage distributions using quantile regression. *Journal of Applied Econometrics*, 20(4), 445–465.
28. Machado, J. A. F., and Silva, J. M. C. S. (2000). Glejser's test revisited. *Journal of Econometrics*, 97(1), 189–202.
29. Muriel, H. B. (2005) *Female labor market conditions in urban Bolivia*. Maestrías para el Desarrollo, Universidad Católica Boliviana “San Pablo”, Working Paper, 3, 2005.
30. Olivetti, C., and Petrongolo, B. (2008). Unequal pay or unequal employment? A cross-country analysis of gender gaps. *Journal of Labor Economics*, 26(4), 621–654.
31. Organización Internacional del Trabajo. (2016). *Las mujeres en el trabajo, tendencias de 2016*. Ginebra.
32. Organización Internacional del Trabajo. (2019). *Mujeres en el mundo del trabajo: Retos pendientes hacia una efectiva equidad en América Latina y el Caribe*. Lima.
33. Pacheco, E. G., y Loayza, C. D. P. (2019). Determinantes de las brechas salariales entre hombres y mujeres en el sector turismo peruano: un análisis de descomposiciones por cuantiles. Consorcio de Investigación Económica y Social (CIES), Informe Final, PBR-A2AN66-89.
34. Picchio, M., and Mussida, C. (2011). Gender wage gap: A semi-parametric approach with sample selection correction. *Labour Economics*, 18(5), 564–578.
35. Sardán, S. (2020). La brecha salarial por género, una tarea pendiente. In A. Daniel (Ed.), *Economía informal e informalidad en una sociedad multiétnica*. La Paz, Bolivia: Konrad Adenauer Stiftung e.V.

36. Töpfer, M. (2017). *Detailed RIF decomposition with selection: The gender pay gap in Italy* (No. 26-2017). Hohenheim Discussion Papers in Business, Economics and Social Sciences.
37. Urquidi, M., Valencia, H., and Durand, G. (2020). *The Gender Earning Gap in Bolivia: An Analysis from 1993 to 2018*. Washington, D.C. <https://doi.org/10.18235/0002775>
38. Yáñez, E. (2004). Qué Explica la Desigualdad en la Distribución del Ingreso en las Áreas Urbanas de Bolivia: Un Análisis a Partir de un Modelo de Microsimulación, 34(8), 396.

## Anexos

### Anexo A1. Ampliación metodológica

Siguiendo la metodología de escenarios contrafactuales con corrección de sesgo de autoselección de Albrecht et al. (2009), la descripción de la distribución de ingresos laborales por quintiles de toda la población de mujeres (A) está dada de la siguiente manera:

$$Q_{\theta}(y_A|x_A) = X'_A\beta^A(\theta) \quad (8)$$

Donde  $Q_{\theta}$  representa el quintil- de la distribución del ingreso laboral potencial ( en logaritmo) para mujeres con características  $x_A$ . El vector  $\theta$  es el vector de los coeficientes especificados cuantílicamente para esta distribución. Esta expresión representa la distribución potencial de ingresos laborales que las mujeres tendrían si entraran al mercado laboral. Sin embargo, sólo puede tomar un valor si se verifica que la mujer efectivamente tiene un empleo. La regresión cuantílica condicional en esta sub muestra no aleatoria de mujeres será mayor o menor dependiendo de las características  $x_A$  de las mujeres que entren al mercado laboral.

Para aplicar los escenarios contrafactuales del modelo de Albrecht et al. (2009), se necesita de una predicción  $h(z)$  referida a transformar valores  $y$  y  $\hat{y}$ . Esta predicción es la siguiente:

$$Q_0(y^*|z) = Q_{\theta}(h(z)\hat{y}^*|z) = h(z)Q_{\theta}(\hat{y}^*|\hat{x}) \quad (9)$$

Como se cumple la condición de independencia  $y$  no depende de  $z$ . Se tiene la siguiente expresión:

$$g(x) = \frac{Q_{\alpha_2}(y|z, D = 1) - Q_{\alpha_1}(y|z, D = 1)}{Q_{\alpha_2}(v|z'\gamma, D = 1) - Q_{\alpha_1}(v|z'\gamma)} = \frac{\Delta_q(z)}{\Delta_v(z'\gamma)} \quad (9)$$

Los datos originales se transforman mediante la división de la variable dependiente y las variables independientes por el factor de escala de la anterior expresión. De esta manera, la corrección por sesgo de selección de Buchinsky (1998) se aplica al modelo transformado que pase la prueba de Huber/Melly.

Para rechazar o no rechazar la hipótesis nula de la prueba, se utiliza los estadísticos Kolgomorov-Smirnov (KS): y el estadístico Cramer-von Mises (CM): .

**Anexo A2. Regresiones cuantílicas de los modelos transformados**  
**Cuadro 5**  
**Mujeres (modelo transformado, sin corrección por sesgo de autoselección) (2011-2013)**

	Q10	Q20	Q30	Q40	Q50	Q60	Q70	Q80	Q90
Años de educación	0.084*** (0.004)	0.085*** (0.003)	0.090*** (0.002)	0.092*** (0.002)	0.096*** (0.002)	0.099*** (0.002)	0.101*** (0.002)	0.102*** (0.002)	0.099*** (0.003)
Casado/a	0.067** (0.028)	0.037* (0.021)	0.047** (0.019)	0.041** (0.017)	0.029 (0.019)	0.034* (0.018)	0.042** (0.019)	0.033 (0.020)	0.043* (0.025)
Experiencia potencial	0.028*** (0.004)	0.029*** (0.003)	0.030*** (0.002)	0.032*** (0.002)	0.032*** (0.002)	0.032*** (0.002)	0.034*** (0.002)	0.034*** (0.002)	0.031*** (0.003)
Experiencia potencial2	-0.000*** (0.000)								
Trabajador independiente	-1.024*** (0.059)	-0.836*** (0.039)	-0.718*** (0.031)	-0.685*** (0.029)	-0.624*** (0.030)	-0.590*** (0.031)	-0.571*** (0.032)	-0.542*** (0.033)	-0.507*** (0.053)
Etnicidad	0.020 (0.040)	0.015 (0.026)	0.048** (0.022)	0.048** (0.021)	0.047** (0.021)	0.049** (0.021)	0.050** (0.024)	0.035 (0.023)	0.004 (0.030)
Región: valle	0.260*** (0.037)	0.253*** (0.023)	0.268*** (0.022)	0.244*** (0.020)	0.222*** (0.021)	0.233*** (0.020)	0.218*** (0.023)	0.232*** (0.021)	0.218*** (0.027)
Región: llano	0.339*** (0.035)	0.338*** (0.023)	0.375*** (0.022)	0.354*** (0.019)	0.346*** (0.021)	0.347*** (0.021)	0.335*** (0.022)	0.333*** (0.021)	0.317*** (0.028)
Año: 2012	-0.036 (0.034)	-0.023 (0.025)	-0.001 (0.024)	-0.023 (0.022)	-0.028 (0.024)	-0.025 (0.022)	-0.029 (0.023)	-0.004 (0.023)	0.008 (0.031)
Año: 2013	0.107*** (0.030)	0.121*** (0.022)	0.104*** (0.022)	0.093*** (0.019)	0.080*** (0.021)	0.069*** (0.020)	0.080*** (0.021)	0.127*** (0.021)	0.184*** (0.029)
Constante	0.264*** (0.097)	0.612*** (0.068)	0.721*** (0.057)	0.952*** (0.052)	1.112*** (0.054)	1.273*** (0.055)	1.450*** (0.060)	1.718*** (0.057)	2.160*** (0.089)

Fuente: Elaboración propia en base a datos de las Encuestas de Hogares 2011-2019 Nota: Errores estándar en paréntesis. \*\*\*denota significativo al 1%, \*\* al 5%, \* al 10%

**Cuadro 6**  
**Mujeres (modelo transformado, con corrección por sesgo de autoselección) (2011-2013)**

	Q10	Q20	Q30	Q40	Q50	Q60	Q70	Q80	Q90
Años de educación	0.069*** (0.005)	0.071*** (0.003)	0.074*** (0.003)	0.075*** (0.002)	0.080*** (0.002)	0.081*** (0.002)	0.081*** (0.002)	0.083*** (0.002)	0.078*** (0.003)
Casado/a	0.237*** (0.035)	0.230*** (0.024)	0.239*** (0.021)	0.213*** (0.021)	0.213*** (0.023)	0.242*** (0.021)	0.246*** (0.022)	0.251*** (0.024)	0.273*** (0.029)
Experiencia potencial	-0.10 (0.007)	-0.013*** (0.004)	-0.013*** (0.004)	-0.009** (0.004)	-0.006* (0.004)	-0.011*** (0.003)	-0.011*** (0.003)	-0.010*** (0.004)	-0.015*** (0.005)
Experiencia potencial2	0.000*** (0.000)	0.001*** (0.000)							
Trabajador independiente	-1.278*** (0.078)	-1.069*** (0.040)	-0.983*** (0.039)	-0.933*** (0.033)	-0.845*** (0.034)	-0.827*** (0.033)	-0.832*** (0.033)	-0.790*** (0.041)	-0.833*** (0.050)
Etnicidad	-0.104*** (0.040)	-0.071*** (0.025)	-0.049** (0.024)	-0.044** (0.022)	-0.037* (0.022)	-0.046** (0.021)	-0.052** (0.021)	-0.048* (0.027)	-0.065** (0.029)
Región: valle	0.299*** (0.036)	0.322*** (0.023)	0.329*** (0.022)	0.329*** (0.021)	0.293*** (0.021)	0.314*** (0.021)	0.307*** (0.020)	0.300*** (0.023)	0.310*** (0.029)
Región: llano	0.393*** (0.033)	0.412*** (0.024)	0.422*** (0.021)	0.436*** (0.020)	0.421*** (0.021)	0.424*** (0.020)	0.434*** (0.020)	0.430*** (0.022)	0.408*** (0.028)
Año: 2012	-0.033 (0.039)	-0.019 (0.026)	-0.007 (0.023)	-0.023 (0.022)	-0.017 (0.023)	-0.015 (0.022)	-0.024 (0.021)	-0.005 (0.023)	-0.035 (0.029)
Año: 2013	0.165*** (0.031)	0.145*** (0.023)	0.145*** (0.021)	0.129*** (0.020)	0.124*** (0.021)	0.120*** (0.020)	0.128*** (0.020)	0.152*** (0.022)	0.198*** (0.027)
Constante	2.218*** (0.300)	2.619*** (0.178)	2.818*** (0.172)	2.876*** (0.168)	3.091*** (0.159)	3.432*** (0.147)	3.763*** (0.143)	3.914*** (0.157)	4.880*** (0.246)

Fuente: Elaboración propia en base a datos de las Encuestas de Hogares 2011-2019 Nota: Errores estándar en paréntesis. \*\*\*denota significativo al 1%, \*\* al 5%, \* al 10%

**Cuadro 7**  
**Mujeres (modelo transformado, sin corrección por sesgo de autoselección) (2014-2016)**

	Q10	Q20	Q30	Q40	Q50	Q60	Q70	Q80	Q90
<b>Años de educación</b>	0.079*** (0.004)	0.081*** (0.003)	0.083*** (0.002)	0.088*** (0.002)	0.093*** (0.002)	0.094*** (0.002)	0.092*** (0.002)	0.093*** (0.002)	0.093*** (0.002)
<b>Casado/a</b>	0.011 (0.024)	0.035** (0.017)	0.049*** (0.016)	0.070*** (0.016)	0.093*** (0.016)	0.091*** (0.016)	0.093*** (0.019)	0.069*** (0.019)	0.042* (0.022)
<b>Experiencia potencial</b>	0.031*** (0.003)	0.028*** (0.002)	0.026*** (0.002)	0.027*** (0.002)	0.031*** (0.002)	0.034*** (0.002)	0.036*** (0.002)	0.036*** (0.002)	0.034*** (0.003)
<b>Experiencia potencial2</b>	-0.000*** (0.000)								
<b>Trabajador independiente</b>	-1.170*** (0.058)	-0.943*** (0.034)	-0.859*** (0.029)	-0.783*** (0.026)	-0.700*** (0.027)	-0.684*** (0.030)	-0.690*** (0.034)	-0.665*** (0.033)	-0.669*** (0.044)
<b>Etnicidad</b>	-0.068** (0.027)	-0.045** (0.021)	-0.034* (0.019)	-0.015 (0.020)	0.003 (0.020)	0.001 (0.019)	-0.000 (0.022)	-0.013 (0.022)	-0.010 (0.025)
<b>Región: valle</b>	0.115*** (0.027)	0.121*** (0.020)	0.123*** (0.018)	0.108*** (0.018)	0.106*** (0.019)	0.106*** (0.018)	0.107*** (0.020)	0.088*** (0.021)	0.082*** (0.022)
<b>Región: llano</b>	0.195*** (0.029)	0.209*** (0.022)	0.229*** (0.019)	0.235*** (0.019)	0.223*** (0.019)	0.221*** (0.019)	0.216*** (0.021)	0.223*** (0.024)	0.249*** (0.029)
<b>Año: 2015</b>	0.109*** (0.027)	0.102*** (0.020)	0.088*** (0.019)	0.099*** (0.018)	0.102*** (0.018)	0.104*** (0.018)	0.105*** (0.020)	0.107*** (0.021)	0.125*** (0.028)
<b>Año: 2016</b>	0.133*** (0.025)	0.128*** (0.020)	0.139*** (0.018)	0.132*** (0.017)	0.135*** (0.017)	0.136*** (0.017)	0.142*** (0.021)	0.151*** (0.021)	0.163*** (0.025)
<b>Constante</b>	0.842*** (0.103)	1.178*** (0.073)	1.407*** (0.064)	1.508*** (0.059)	1.555*** (0.059)	1.734*** (0.061)	1.997*** (0.072)	2.295*** (0.064)	2.768*** (0.087)

Fuente: Elaboración propia en base a datos de las Encuestas de Hogares 2011-2019 Nota: Errores estándar en paréntesis. \*\*\*denota significativo al 1%, \*\* al 5%, \* al 10%

**Cuadro 8**  
**Mujeres (modelo transformado, con corrección por sesgo de autoselección) (2014-2016)**

	Q10	Q20	Q30	Q40	Q50	Q60	Q70	Q80	Q90
Años de educación	0.065*** (0.004)	0.065*** (0.003)	0.068*** (0.002)	0.071*** (0.002)	0.073*** (0.002)	0.074*** (0.003)	0.072*** (0.002)	0.072*** (0.003)	0.068*** (0.003)
Casado/a	0.159*** (0.028)	0.214*** (0.023)	0.224*** (0.019)	0.260*** (0.019)	0.268*** (0.019)	0.260*** (0.019)	0.278*** (0.018)	0.291*** (0.023)	0.291*** (0.026)
Experiencia potencial	-0.004 (0.006)	-0.008** (0.004)	-0.012*** (0.003)	-0.013*** (0.003)	-0.009*** (0.003)	-0.005* (0.003)	-0.006* (0.003)	-0.008** (0.004)	-0.014*** (0.004)
Experiencia potencial2	0.000 (0.000)	0.000*** (0.000)							
Trabajador independiente	-1.352*** (0.056)	-1.175*** (0.036)	-1.080*** (0.033)	-1.032*** (0.032)	-0.984*** (0.032)	-0.948*** (0.034)	-0.948*** (0.033)	-0.926*** (0.041)	-0.998*** (0.045)
Etnicidad	-0.165*** (0.032)	-0.165*** (0.022)	-0.129*** (0.021)	-0.130*** (0.021)	-0.115*** (0.021)	-0.110*** (0.021)	-0.108*** (0.020)	-0.135*** (0.024)	-0.135*** (0.026)
Región: valle	0.115*** (0.026)	0.108*** (0.021)	0.129*** (0.018)	0.126*** (0.018)	0.112*** (0.018)	0.111*** (0.018)	0.115*** (0.018)	0.106*** (0.021)	0.085*** (0.024)
Región: llano	0.206*** (0.028)	0.226*** (0.020)	0.257*** (0.020)	0.264*** (0.019)	0.248*** (0.019)	0.249*** (0.020)	0.258*** (0.019)	0.259*** (0.024)	0.289*** (0.026)
Año: 2015	0.193*** (0.027)	0.163*** (0.023)	0.173*** (0.019)	0.181*** (0.018)	0.187*** (0.018)	0.195*** (0.019)	0.190*** (0.019)	0.205*** (0.021)	0.220*** (0.027)
Año: 2016	0.197*** (0.028)	0.188*** (0.020)	0.185*** (0.019)	0.190*** (0.018)	0.211*** (0.017)	0.203*** (0.018)	0.212*** (0.018)	0.228*** (0.022)	0.248*** (0.024)
Constante	2.449*** (0.215)	2.771*** (0.176)	2.980*** (0.130)	3.323*** (0.137)	3.373*** (0.138)	3.545*** (0.143)	4.101*** (0.133)	4.573*** (0.184)	5.258*** (0.176)

Fuente: Elaboración propia en base a datos de las Encuestas de Hogares 2011-2019 Nota: Errores estándar en paréntesis. \*\*\*denota significativo al 1%, \*\* al 5%, \* al 10%

**Cuadro 9.**  
**Mujeres (modelo transformado, sin corrección por sesgo de autoselección) (2017-2019)**

	Q10	Q20	Q30	Q40	Q50	Q60	Q70	Q80	Q90
<b>Años de educación</b>	0.089*** (0.004)	0.090*** (0.003)	0.092*** (0.002)	0.094*** (0.002)	0.097*** (0.002)	0.099*** (0.002)	0.102*** (0.002)	0.104*** (0.002)	0.106*** (0.002)
<b>Casado/a</b>	0.033 (0.025)	0.034** (0.018)	0.043*** (0.015)	0.038*** (0.014)	0.046*** (0.015)	0.060*** (0.015)	0.054*** (0.016)	0.060*** (0.018)	0.020 (0.020)
<b>Experiencia potencial</b>	0.028*** (0.003)	0.026*** (0.002)	0.026*** (0.002)	0.025*** (0.002)	0.024*** (0.002)	0.027*** (0.002)	0.028*** (0.002)	0.029*** (0.003)	0.027*** (0.003)
<b>Experiencia potencial2</b>	-0.000*** (0.000)								
<b>Trabajador independiente</b>	-0.913*** (0.040)	-0.834*** (0.030)	-0.745*** (0.027)	-0.701*** (0.025)	-0.675*** (0.024)	-0.623*** (0.025)	-0.601*** (0.026)	-0.574*** (0.029)	-0.578*** (0.039)
<b>Etnicidad</b>	-0.040 (0.033)	-0.027 (0.021)	-0.043** (0.018)	-0.048*** (0.019)	-0.044** (0.019)	-0.032* (0.019)	-0.017 (0.020)	-0.038* (0.020)	-0.051** (0.023)
<b>Región: valle</b>	0.021 (0.032)	0.044** (0.020)	0.036** (0.018)	0.025 (0.017)	0.037** (0.017)	0.021 (0.017)	0.029 (0.019)	0.025 (0.019)	-0.002 (0.022)
<b>Región: llano</b>	0.179*** (0.028)	0.179*** (0.020)	0.164*** (0.019)	0.165*** (0.017)	0.159*** (0.017)	0.156*** (0.017)	0.156*** (0.019)	0.150*** (0.022)	0.159*** (0.024)
<b>Año: 2018</b>	0.306*** (0.029)	0.253*** (0.019)	0.244*** (0.018)	0.231*** (0.017)	0.215*** (0.017)	0.207*** (0.016)	0.215*** (0.018)	0.233*** (0.020)	0.249*** (0.023)
<b>Año: 2019</b>	0.205*** (0.030)	0.162*** (0.020)	0.163*** (0.018)	0.147*** (0.017)	0.130*** (0.017)	0.131*** (0.017)	0.138*** (0.018)	0.169*** (0.020)	0.154*** (0.023)
<b>Constante</b>	0.582*** (0.110)	1.069*** (0.078)	1.309*** (0.067)	1.535*** (0.065)	1.737*** (0.063)	1.873*** (0.059)	2.036*** (0.066)	2.277*** (0.072)	2.772*** (0.084)

Fuente: Elaboración propia en base a datos de las Encuestas de Hogares 2011-2019 Nota: Errores estándar en paréntesis. \*\*\*denota significativo al 1%, \*\* al 5%, \* al 10%

**Cuadro 10.**  
**Mujeres (modelo transformado, con corrección por sesgo de autoselección) (2017-2019)**

	Q10	Q20	Q30	Q40	Q50	Q60	Q70	Q80	Q90
<b>Años de educación</b>	0.078*** (0.004)	0.075*** (0.003)	0.078*** (0.002)	0.080*** (0.002)	0.081*** (0.002)	0.083*** (0.002)	0.085*** (0.002)	0.085*** (0.002)	0.089*** (0.003)
<b>Casado/a</b>	0.239*** (0.026)	0.249*** (0.021)	0.258*** (0.018)	0.266*** (0.018)	0.266*** (0.017)	0.292*** (0.017)	0.290*** (0.018)	0.285*** (0.019)	0.260*** (0.026)
<b>Experiencia potencial</b>	-0.016*** (0.004)	-0.018*** (0.003)	-0.017*** (0.003)	-0.017*** (0.003)	-0.018*** (0.003)	-0.018*** (0.003)	-0.015*** (0.003)	-0.013*** (0.003)	-0.012*** (0.004)
<b>Experiencia potencial2</b>	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.001*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)
<b>Trabajador independiente</b>	-1.179*** (0.048)	-1.091*** (0.034)	-1.003*** (0.031)	-0.953*** (0.028)	-0.923*** (0.027)	-0.902*** (0.025)	-0.839*** (0.030)	-0.829*** (0.029)	-0.765*** (0.041)
<b>Etnicidad</b>	-0.145*** (0.030)	-0.149*** (0.022)	-0.154*** (0.020)	-0.153*** (0.019)	-0.148*** (0.018)	-0.138*** (0.018)	-0.142*** (0.021)	-0.139*** (0.020)	-0.139*** (0.023)
<b>Región: valle</b>	-0.046 (0.030)	-0.006 (0.020)	-0.008 (0.017)	-0.017 (0.017)	-0.005 (0.016)	-0.023 (0.016)	-0.007 (0.018)	-0.022 (0.017)	-0.025 (0.022)
<b>Región: llano</b>	0.142*** (0.028)	0.161*** (0.019)	0.139*** (0.018)	0.137*** (0.017)	0.147*** (0.016)	0.143*** (0.016)	0.146*** (0.019)	0.157*** (0.018)	0.160*** (0.026)
<b>Año: 2018</b>	0.372*** (0.033)	0.340*** (0.021)	0.321*** (0.018)	0.315*** (0.017)	0.304*** (0.017)	0.301*** (0.016)	0.302*** (0.018)	0.330*** (0.018)	0.362*** (0.025)
<b>Año: 2019</b>	0.209*** (0.030)	0.174*** (0.021)	0.161*** (0.017)	0.151*** (0.017)	0.145*** (0.016)	0.150*** (0.016)	0.158*** (0.017)	0.191*** (0.017)	0.195*** (0.024)
<b>Constante</b>	2.524*** (0.192)	3.318*** (0.169)	3.452*** (0.140)	3.637*** (0.131)	3.875*** (0.123)	4.118*** (0.112)	4.242*** (0.128)	4.505*** (0.133)	4.769*** (0.189)

Fuente: Elaboración propia en base a datos de las Encuestas de Hogares 2011-2019 Nota: Errores estándar en paréntesis. \*\*\*denota significativo al 1%, \*\* al 5%, \* al 10%

