

Maternidad y brecha salarial: ¿Penaliza el mercado laboral la maternidad?

Maternity and pay gap: Does the labor market penalize maternity?

Jenny Maldonado¹

Carolina Peña²

Resumen

La presente investigación muestra la relación de la maternidad con el ingreso salarial en Ecuador utilizando datos de la ENEMDU acumulada 2018. Los resultados obtenidos bajo la metodología de ecuaciones mincerianas muestran que existe una penalización por maternidad de 8% sobre el salario. La diferencia salarial entre las mujeres no madres y madres es más amplia al considerar los rangos de edad de los hijos. Las madres con hijos menores a 6 años y con hijos entre 6 a 12 años ganan en promedio 20% y 7% menos, respectivamente. Utilizando la descomposición Blinder-Oaxaca con corrección del sesgo el estudio evidencia que existe una brecha salarial negativa de 37% entre mujeres madres y no madres. Esta investigación también muestra evidencia de la relación de la paternidad con el ingreso salarial de los hombres. A diferencia del escenario para las madres, no existe penalización por paternidad en el salario.

¹ Economista por la Universidad Central del Ecuador. Asistente de investigación del área de investigación y evaluación de políticas públicas de Grupo FARO. Correo electrónico: jennymaldonadoa@outlook.es

² Economista por la Universidad Central del Ecuador. Especialista en género, violencia y derechos humanos por la Facultad Latinoamericana de Ciencias Sociales. Correo electrónico: carolinapenatt@gmail.com

Sin embargo, tener hijos menores a 12 años sí parece estar asociada con una penalización salarial de 3%, mientras que la brecha salarial entre padres y no padres es positiva, es decir los padres ganan en promedio 2% más que los no padres.

Clasificación JEL: J13; J16; J24; J31; C24

Palabras clave: maternidad, brecha salarial, ingreso salarial, ecuación Minceriana, descomposición Blinder- Oaxaca, Ecuador.

Abstract

This research presents the relation of motherhood and income in Ecuador using data from the accumulated 2018 ENEMDU. The results obtained under the Mincerian equations methodology show a maternity penalty of 8% on salary. Wage differences between non-mothers and mothers is wider when considering age ranges of children. Mothers with children under 6 years of age and with children between 6 and 12 years old earn on average 20% and 7% less, respectively. Using the Blinder-Oaxaca decomposition with correction for bias, the study shows a wage gap of 37% between mothers and non-mothers. This research also presents evidence of whether fatherhood is related to male earnings. Unlike the scenario for mothers, there is no salary penalty for paternity. However, having children under 12 years old does seem to be associated with a wage penalty of 3%. Unlike mothers, the wage gap between fathers and non-fathers is positive, that is, fathers earn an average 2% more than non-fathers.

JEL classification: J13; J16; J24; J31; C24

Keywords: motherhood, wages gap, wage income, Mincerian equation, Oaxaca Blinder decomposition, Ecuador.

Fecha de recepción: 7 de octubre de 2020.

Fecha de aceptación: 22 de noviembre de 2020.

1. Introducción

En América Latina y el Caribe las mujeres ganan 80 centavos por cada dólar que ganan los hombres. La desigualdad entre los salarios medios de las mujeres y los hombres es un problema presente en todo el mundo. Aunque el empleo requiera las mismas habilidades o esfuerzos, o incluso más, el trabajo de las mujeres es menos valorado y peor remunerado. En el caso de las mujeres pertenecientes a alguna etnia, las mujeres migrantes y las madres, esta brecha es aún mayor. Si prevalecen las tendencias actuales se necesitarán más de 70 años para cerrar la brecha salarial (OIT, 2019).

La incorporación de las mujeres ecuatorianas al mercado laboral ha sido tardía pero constante a partir de los años 90. Este proceso ha estado acompañado por un desequilibrado reparto de las tareas reproductivas y de cuidado que siguen recayendo exclusivamente sobre las mujeres. De acuerdo con datos del Instituto Nacional de Estadísticas y Censos, las mujeres ecuatorianas destinan 1,612 horas al año al trabajo del hogar y los hombres solo 587 horas (INEC, 2020). Las mujeres tuvieron que incorporarse al trabajo sin dejar las responsabilidades de cuidado de los niños y tareas domésticas, roles impuestos históricamente y socialmente en función de su sexo y de los estereotipos tradicionales de género (Becker, 1985).

Mientras que los hombres, una vez que acceden al mercado laboral, se mantienen en él de forma permanente, las mujeres están sujetas a cierta discontinuidad en su carrera profesional, relacionada en especial con los procesos reproductivos y cuidado de los niños. Esto genera una pérdida de su capital humano que se traduce en menores ingresos y profundiza la brecha salarial. Otro gran reto que enfrentan las mujeres es la discriminación asociada con la potencial maternidad, en especial para las mujeres jóvenes o con cargas familiares. Según el OIT, esto se da debido a que en el momento de la selección, los empleadores mantienen estigmas relacionados con ausencias por

maternidad, permisos para situaciones relacionados con los hijos, entre otras (OIT, 2016).

Este estudio tiene dos objetivos i) estimar la relación de la maternidad con el ingreso salarial en Ecuador y ii) estimar la brecha salarial entre mujeres madres y no madres. Para ello, se utilizó la Encuesta Nacional Empleo, Desempleo y Subempleo (ENEMDU) acumulada del año 2018 que contiene datos sobre el ingreso salarial, así como características sociodemográficas y laborales de la población económicamente activa. Estos datos, además de provenir de muestras aleatorias y representativas, tienen la ventaja de contar con una muestra de 136,933 hogares de diferentes paneles, levantada de manera continua por un periodo de 12 meses consecutivos. Esta base cuenta con información sobre el número de hijos⁴ por hogar, variable que sirve para la construcción de las variables centrales de esta investigación, madre y padre. Hasta la fecha de esta publicación, no se ha encontrado un estudio desarrollado previamente para el Ecuador que mida la penalidad por maternidad sobre el ingreso salarial y que al mismo tiempo contraste los resultados obtenidos con el efecto de paternidad sobre el salario.

Nuestra investigación encuentra evidencia de que la mayor parte de la brecha por maternidad en el Ecuador está asociada con el hecho de ser madres y otras características no observadas, y no por las características sociodemográficas o laborales que fueron expuestas. Los resultados obtenidos bajo la metodología de ecuaciones mincerianas muestran que existe una penalización por maternidad de 8% sobre el salario. La diferencia salarial entre las mujeres no madres y madres es más amplia al considerar los rangos de la edad de los hijos. Las madres con hijos menores a 6 años y con hijos entre 6 a 12 años ganan en promedio 20% y 7% menos, respectivamente, en relación con las mujeres no madres. Utilizando la descomposición Blinder-Oaxaca con corrección del sesgo,

⁴ Se ha decidido utilizar el genérico masculino cuando se hace referencia a hijos e hijas, para que no exista una sobrecarga en el texto. Sin embargo, reconocemos que el uso del lenguaje es político y resulta necesario para cambiar las dinámicas sociales.

el estudio muestra que existe una brecha salarial negativa de un 37% entre mujeres madres y no madres.

En contraste con el escenario de las madres, no se encontró una brecha por paternidad en el salario que sea significativa. Sin embargo, al analizar las estructuras de las edades de los hijos, los hombres que tienen hijos menores a 12 años perciben un salario en promedio menor en un 3%. No obstante, la brecha salarial entre padres y no padres se vuelve positiva para padres con hijos mayores a 13 años.

En cuanto al tiempo de trabajo, la probabilidad de que una mujer con hijos trabaje 38.45 horas a la semana es menor en un 85% en comparación con las mujeres sin hijos. Mientras que para los padres la probabilidad de trabajar 42.88 horas a la semana es mayor en un 39% respecto a los no padres. Además, la probabilidad de que las madres alcancen las 38.45 horas semanales disminuye respecto a las mujeres no madres, en especial para las mujeres con hijos menores a 6 años (-152%) y con hijos entre 6 y 12 años de edad (-108%). Contrariamente a los resultados obtenidos para las mujeres que son madres, al controlar por rango de edad de los hijos la probabilidad de que un padre con hijos menores a 6 años trabaje 42.88 horas semanales aumenta en 70% y solo es negativa para los padres con hijos mayores a 24 años.

Los resultados obtenidos son consistentes en cuanto a la literatura internacional. La penalización salarial por maternidad es mayor a la penalidad por paternidad (Olarte & Peña, 2010) y los hombres casados con hijos ganan en promedio más que los hombres solteros, divorciados o viudos en un 4%, al igual que en el estudio de Korenman y Neumark (1992).

Con la metodología de descomposición Blinder-Oaxaca, los resultados indican que los padres tienen una ventaja frente a los hombres que no tienen hijos. Estos resultados respaldan los encontrados con el primer modelo. La brecha salarial sin corrección de sesgo es de 7% y se reduce al 2% con la corrección. Los

resultados son positivos a favor de los padres. En otras palabras, el mercado laboral no penaliza la paternidad en los ingresos laborales, e incluso parece beneficiarlos.

Este trabajo se estructura de la siguiente manera: la sección 2 contiene la revisión de literatura relevante relacionada a la penalización salarial causada por la maternidad en países desarrollados, así como en países de la región. La sección 3 describe los datos empleados y presenta estadísticas descriptivas relacionadas con indicadores laborales. La sección 4 detalla la metodología utilizada para medir la relación de la maternidad con el ingreso y la brecha salarial entre madres y no madres. La sección 5 muestra los principales resultados obtenidos del análisis, mientras la sección 6 presenta las conclusiones de la investigación y plantea algunas recomendaciones.

2. Revisión de literatura

La economía feminista es una corriente del pensamiento económico diferenciado, en la que se presentan varias críticas a la visión de la economía tradicional, que se enfoca en el análisis y predicción del mercado. Una de sus mayores contribuciones se da con respecto a la percepción de la división sexual del trabajo, clave para entender las desigualdades de género que se generan en torno al mismo, como la especificidad del empleo femenino. La división sexual del trabajo consiste en la asignación de roles diferenciados, como lo reproductivo (o el trabajo doméstico) para las mujeres y lo productivo para los hombres.

La inserción de las mujeres en la escala laboral ha estado relacionada con desigualdades como la brecha salarial. De acuerdo con la literatura, existe una relación entre la brecha salarial y maternidad. Becker (1985) explica esta relación mostrando que existe una asignación de las responsabilidades de

cuidado de los niños y las tareas domésticas principalmente hacia las mujeres. Las mujeres casadas tienen menores ingresos por hora que los hombres casados, con el mismo capital humano de mercado, ya que economizan el esfuerzo invertido en el trabajo de mercado buscando trabajos menos exigentes por la doble carga laboral que ejercen.

Esta afirmación ha sido confirmada por otras investigaciones. Budig y England (2001) usaron la Encuesta Nacional Longitudinal de Jóvenes 1982-1993 con un modelo de efectos fijos en Estados Unidos para examinar la penalización salarial por maternidad. Las autoras explican que existen cuatro factores asociados con el que las madres ganen menores ingresos que las mujeres no madres: tener hijos les hace perder experiencia laboral, reduce su productividad en el trabajo, existen preferencias por trabajos menos favorecidos que se ajusten a sus condiciones de maternidad, y pueden ser discriminadas por los empleadores.

Por su parte Molina y Montuenga (2008) estudiaron la penalización salarial causada por la maternidad en España utilizando datos de panel de Hogares de la Comunidad Europea (ECHP, 1994-2001). Los autores encontraron que cuando existe un nacimiento en la familia durante el año en curso, la mujer pierde el 9% de su salario. La brecha salarial se amplía a medida que incrementa el número de hijos en el hogar. Tener un hijo viviendo en el hogar implica una pérdida significativa en el salario equivalente al 6%, dos hijos casi al 14%, y tres o más hijos hace que la mujer pierda más del 15% de su salario (Molina & Montuenga, 2008). En una investigación realizada por Piras y Ripani (2005) para cuatro países en Latinoamérica, se observó que existe una penalización de maternidad sobre los ingresos laborales de las mujeres solo en Perú y Bolivia. Las autoras usaron un modelo Log-Lin sin corrección de sesgo de selección. Los resultados mostraron que para Perú las madres (26 y 35 años) que tenían hijos menores de 7 años ganaban en promedio 20% menos que las mujeres no madres y para Bolivia las madres (14 y 25 años) con hijos menores de 7 años ganaban en promedio 44.8% menos. Mientras tanto, para Brasil existía un efecto positivo por ser madre y para

el Ecuador no hubo resultados estadísticamente significativos (Piras & Ripani, 2005).

Años más tarde, Botello y López (2015) analizaron el efecto de la maternidad sobre los salarios en nueve países de América Latina. Para este estudio, la metodología utilizada fue mediante la ecuación de Mincer con control de sesgo con la ecuación de Heckman y la descomposición de Blinder-Oaxaca. Los resultados muestran que la penalización por maternidad es de alrededor de 13% después de controlar por variables observables como la educación, la estructura del hogar y las características laborales; sin embargo, esta brecha está localizada en los rangos más altos de educación. La brecha se amplía hasta el 21% cuando la madre tiene niños menores de cinco años (Botello y López, 2015).

Para el caso colombiano, Gutiérrez (2008) usa los datos de la Encuesta Nacional de calidad de vida para el año 2003 con el método de variable instrumental, y el número de hijos se instrumenta con la educación del padre. Los resultados sugieren que la brecha existente es del 65.9% cuando se corrige por sesgo de selección. Sin embargo, el instrumento al estar correlacionado con otras variables de interés puede estar generando resultados extremos. Por su parte, Olarte y Peña (2010), para determinar el efecto del número y de estructuras de edades de los hijos sobre los ingresos de las mujeres en Colombia, utilizaron la ecuación Minceriana, corrección de sesgo por Heckman y la descomposición de Blinder-Oaxaca. Las autoras determinaron que la brecha de ingresos entre madres y no madres es del 9.4% y del 18.4% si los hijos tienen menos de 5 años.

Las responsabilidades de cuidado y las tareas domésticas recaen con mayor frecuencia sobre las mujeres. El tiempo y esfuerzo que dedican para las labores dentro del hogar afectan negativamente el ingreso o salario laboral femenino. Las mujeres que son madres tienen una mayor probabilidad de trabajar en un empleo de peor calidad que las mujeres que no tienen hijos. Usualmente en estos trabajos no se contribuye a la salud ni a la pensión, o tienden a permitir

flexibilidad en el horario (Olarte y Peña, 2010), lo cual permite que las responsabilidades domésticas impuestas se puedan ejercer.

En Dinamarca se utilizaron datos administrativos daneses de 1980 hasta 2013 con una metodología de eventos donde se encontró que la llegada de niños genera una penalidad de la maternidad en el ingreso laboral de las mujeres de alrededor del 20% a largo plazo. Los resultados indican que la brecha está impulsada en proporciones similares por la participación en la fuerza laboral, las horas de trabajo y los salarios. Además, encontraron resultados importantes en relación con los impactos dinámicos en la ocupación, el ascenso a gerente, el sector y la familiaridad de la empresa para las mujeres, en relación con los hombres (Kleven, Landais y Sjøgaard, 2018).

En una investigación más reciente para el caso de Uruguay, se estima el impacto de la maternidad en la trayectoria laboral de las mujeres con un modelo cuasi experimental de estudio de eventos con datos de registros administrativos en el periodo de 1996 hasta 2015. Los resultados indican una reducción del salario por hora de entre 24% y 25% y a largo plazo de entre un 32% y 42% (Querejeta, 2020). Para la investigación del caso chileno se parte del interés por demostrar las diferencias entre los mercados laborales de países desarrollados y países en desarrollo, ya que una característica diferenciadora es la informalidad. Utilizando la misma metodología que el estudio antes mencionado, se encontró evidencia de que la informalidad laboral contribuye a explicar la brecha de género, ya que las mujeres renuncian a la protección social y reducen sus perspectivas laborales para hacer frente a las responsabilidades de cuidado y laborales (Berniell, Berniell, De la Mata, Edo y Marchonni, 2019).

La literatura existente demuestra que se da una penalidad por la maternidad sobre los ingresos laborales de las mujeres. Sin embargo, no existe la misma cantidad de investigaciones enfocadas únicamente en la penalidad que puede existir sobre la paternidad en los ingresos de los hombres. Una

investigación realizada en Colombia por Gómez (2016) analiza las consecuencias de ser padre y madre a temprana edad sobre los ingresos. Se estima que los padres a edad temprana tienen una penalidad del 11.7% en sus ingresos por hora. Sin embargo, el impacto es mayor en las mujeres (12.6%) que en los hombres (5.1%). Los resultados no solo dependen de ser padre adolescente: cuando se excluyen los eventos de fecundidad adolescente, se encontró una penalidad del 9.2% en los ingresos de los padres que lo fueron entre los 18 y los 21 años, en comparación con los que fueron padres después de esa edad.

3. Datos y estadísticas descriptivas

3.1. Fuente de información

La ENEMDU constituye la fuente principal y oficial sobre los indicadores del mercado laboral del país, como PEA, empleo adecuado, subempleo, desempleo, entre otros. Esta encuesta levanta información personal y también sobre las viviendas (INEC, 2019).

En 2018, el Instituto Nacional de Estadística y Censos (INEC) inició un esquema de acumulación de muestra para un mejor aprovechamiento de la información levantada en las viviendas durante todo el año. Se asignó mayor muestra a las denominadas encuestas mensuales, que pasó de 5,652 a 8,925 viviendas para captar información del área rural y el resto urbano, y se homologó el tamaño de muestra a 17,066 viviendas para las encuestas trimestrales (INEC, 2019)

En esta investigación se utilizaron los datos de la ENEMDU acumulada para el periodo 2018, la cual cuenta con una muestra de diferentes paneles de hogares levantada de manera continua para un periodo de 12 meses consecutivos y contiene información de 136,933 hogares ecuatorianos. A continuación (Ver

Tabla 1) se detalla la distribución de la muestra en la que se consideran condiciones de maternidad o paternidad, y de empleo o desempleo.

Tabla 1. Distribución de la muestra ENEMDU acumulada 2018

	Observaciones	
	Mujeres	Hombres
Total	246,025	236,523
Con hijos/as	89,493	71,105
Sin hijos/as	30,486	31,642
Con hijos/as y trabajan	55,122	63,572
Con hijos/as y no trabajan	34,371	7,533
Sin hijos/as y trabajan	16,244	24,077
Sin hijos/as y no trabajan	14,242	7,565

Fuente: INEC - ENEMDU acumulada 2018.

Elaboración propia.

Debido a que el análisis se centra en la discriminación y desigualdad de género en el mercado laboral para determinar la relación de la maternidad con los salarios, la muestra incluye población masculina y femenina con y sin hijos.

3.2. Descripción de variables

En el Ecuador, en 1990, la tasa de participación de las mujeres en la fuerza laboral fue del 49% (Banco Mundial, 2019), y casi 30 años después se ha experimentado un incremento de apenas seis puntos porcentuales (INEC, 2018), mientras que la tasa de participación laboral masculina se ha mantenido por encima del 70% durante el mismo periodo de tiempo.

Los indicadores laborales a nivel nacional muestran diferencias entre hombres y mujeres. La población masculina tiene tasas más altas en el empleo adecuado, y existe una diferencia de 15.3 puntos porcentuales entre las mujeres y los

hombres. En cuanto al subempleo, el 18.5% de los hombres y el 15.7% de las mujeres percibieron menos ingresos respecto al salario mínimo y/o trabajaron menos horas de la jornada legal, pero tienen disponibilidad y deseo de trabajar tiempo adicional. Mientras tanto, la tasa de desempleo se ubicó en un 4.9% para las mujeres y un 3.4% para los hombres (Ver Tabla 2).

Las tareas de cuidado y domésticas están concentradas en la población femenina. De acuerdo con las cifras oficiales, la tasa de empleo no remunerado⁵ es del 17.9% para las mujeres y del 5.8% para los hombres. El tiempo que dedican ambos géneros al trabajo no remunerado es desigual. Según la Encuesta de Uso de Tiempo de 2012, las mujeres casadas o en unión libre dedicaban hasta un total de 37 horas semanales al trabajo doméstico externo e interno, mientras que el grupo de hombres que más horas dedicaban a las tareas domésticas son los hombres viudos, con un promedio de 19 horas semanales (INEC, 2012). Además, el 84.6% de la contribución al cuidado de los niños y niñas lo realizan las mujeres (INEC, 2020).

Tabla 2. Indicadores laborales 2018

Tasa	Hombres	Mujeres
Empleo bruto	75.5%	52.3%
Empleo global	96.6%	95.2%
Empleo adecuado	47.0%	31.7%
Subempleo	18.5%	15.7%
Empleo no remunerado	5.8%	17.9%
Otro empleo no pleno	24.7%	29.5%
Desempleo	3.4%	4.9%
Participación global	78.2%	55.0%
Participación bruta	53.7%	39.1%
Sector informal	44.8%	48.3%

⁵ Está conformada por aquellas personas con empleo que, durante la semana de referencia, no percibieron ingresos laborales. En esta categoría están los trabajadores no remunerados del hogar, trabajadores no remunerados en otro hogar y ayudantes no remunerados de asalariados/jornaleros (INEC, 2018).

Fuente: INEC. ENEMDU acumulada 2018.

Elaboración propia.

En la Tabla 3 se comparan algunas características entre las mujeres que son madres y las que no lo son, y se hace lo mismo con los hombres. Las madres tienen una media de edad de 45 años, con una desviación estándar de 14 años. Las no madres tienen una media de edad de 10 años más que las madres, con una desviación de 17.24 años. Para los hombres, la media de edad es de 47 años para los padres con una desviación de 14.15 años y los no padres tienen una media de edad de 56 años con una desviación de 18.08 años.

En cuanto al nivel de estudios alcanzado, las mujeres sin hijos tienen mayor concentración en cuanto a no haber cursado estudios (10.2%) frente a las mujeres con hijos (3.9%). De manera similar, los hombres que no son padres y no han cursado estudios (6.1%) tienen mayor concentración frente a los que sí son padres (2.4%). Sin embargo, en educación superior las madres (21.3%) y no madres (21.0%) no muestran diferencias amplias. De igual manera sucede con los padres (21.5%) y no padres (22.6%) que alcanzaron estudios superiores.

Al analizar el estado civil de las madres y las no madres, encontramos que el 75.3% de las mujeres que son madres están casadas, mientras que el 94.2% de los hombres que son padres están casados. Además, el 19.9% de las mujeres que son madres se encuentran divorciadas o viudas, frente al 5.4% de los hombres que son padres. Por último, 3 de cada 10 madres son jefas de hogar mientras que 4 de cada 10 de las no madres son jefas de hogar. Sin embargo, los padres y no padres tienen tasas similares en cuanto a la jefatura del hogar, 94.2% y 96.6% respectivamente.

Tabla 3. Estadísticas descriptivas

Variable	Madres	No madres	Padres	No padres
Total	89,493	30,486	31,642	71,105
Edad	45	58	47	56
Desviación edad	14.17	17.24	14.15	18.08
Nivel de estudios				
Ninguno	3.9%	10.2%	2.4%	6.1%
Primaria	36.4%	39.4%	38.1%	41.2%
Secundaria	38.4%	29.4%	37.9%	30.0%
Educación superior	21.3%	21.0%	21.5%	22.6%
Etnia				
Otra etnia	13.64%	14.76%	14.84%	16.23%
Mestiza/o	86.36%	85.24%	85.16%	83.77%
Estado civil				
Nunca casada/o	4.7%	13.0%	0.4%	19.2%
Divorciado/a o	19.9%	24.2%	5.4%	19.6%
viuda/o				
Casada/o	75.3%	62.7%	94.2%	61.2%
Rural				
Urbana	73.99%	72.88%	72.07%	71.01%
Rural	26.01%	27.12%	27.93%	28.99%
Jefatura del hogar	29.9%	41.4%	94.2%	96.6%
Educación en curso	2.62%	3.04%	1.55%	3.07%
Trabajan	61.59%	53.28%	76.09%	89.41%

Fuente: INEC. ENEMDU acumulada 2018.

Elaboración propia.

La Tabla 4 muestra algunas estadísticas descriptivas laborales para la muestra de mujeres que trabajan, con hijos y sin hijos, y de la misma manera para los padres y los no padres. El salario mensual de una mujer que no tiene hijos es mayor al de una mujer que sí es madre en USD 64.04. A su vez, el salario de un hombre que sí tiene hijos es mayor en USD 13.2 frente a un hombre que no tiene hijos. La brecha salarial de género a nivel nacional se traduce en que un hombre

con empleo gana en promedio USD 63.4 más que una mujer con empleo (INEC, 2018).

En cuanto a la jornada laboral, se evidencia que el 57% de las madres trabajan más de 40 horas en promedio a la semana, mientras que un 52.41% de las mujeres que no tienen hijos trabajan la misma cantidad de horas. Mientras tanto, casi 8 de cada 10 hombres que tienen hijos trabajan más de 40 horas en promedio a la semana, frente a 6 de cada 10 hombres que no tienen hijos.

Tabla 4. Estadísticas descriptivas para la muestra seleccionada

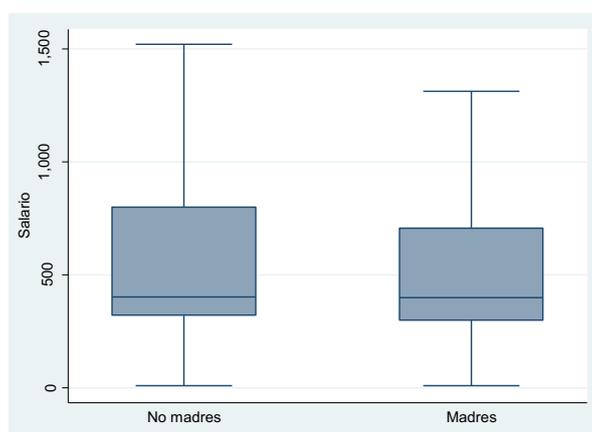
Variable	Trabajan		Trabajan	
	Madre	No madre	Padre	No padre
Salario mensual (USD)	558.44	619.83	604.92	592.06
Tamaño empresa				
Empresa menos de 10	76.74%	79.44%	66.56%	74.16%
Empresa entre 10 y 49	5.95%	5.26%	9.71%	8.20%
Empresa entre 50 y 99	0.77%	0.59%	1.16%	0.98%
Empresa más de 100	16.54%	14.71%	22.56%	16.66%
Categoría empresa				
Agricultura	21.70%	28.05%	24.44%	31.20%
Servicios	65.20%	61.20%	39.39%	40.13%
Industria	13.10%	10.75%	36.27%	28.66%
Sector				
Público	10.34%	8.97%	10.58%	7.76%
Privado	89.66%	91.03%	89.42%	92.24%
Afiliación al IESS	68.74%	69.88%	62.79%	56.98%
Jornada laboral				
Completa(>40h)	57%	52.41%	79.98%	68.33%
Parcial(<40h)	43%	47.59%	20.02%	31.67%

Fuente: INEC. ENEMDU acumulada 2018.

Elaboración propia.

Si bien es cierto que la media salarial de las mujeres no madres (USD 619.83) es superior a la media de los hombres no padres (USD 592.06), es necesaria analizar datos de la mediana salarial. El Gráfico 1 muestra que la mediana salarial de las mujeres no madres y madres es aproximadamente USD 400. Los valores salariales que delimitan al 50% de las mujeres no madres son USD 400 y USD 800, a diferencia de las madres cuyos valores salariales se encuentran entre USD 400 y USD 700.

Gráfico 1. Salario por madres y no madres

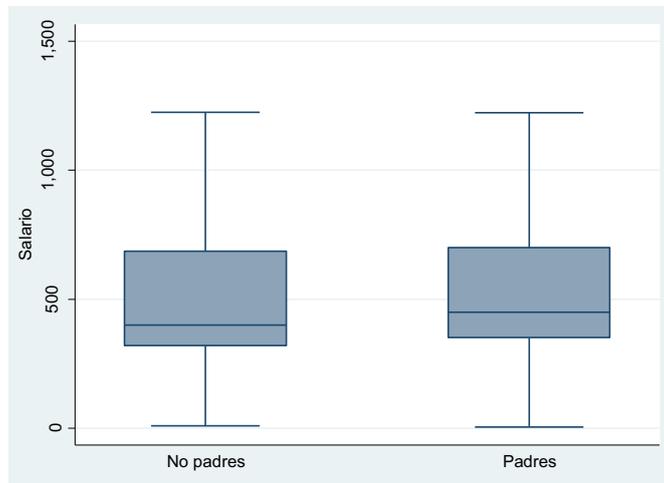


Fuente: INEC. ENEMDU acumulada 2018.

Elaboración propia.

El Gráfico 2 muestra que la mediana salarial de los padres y no padres es USD 400 y USD 450 respectivamente. De igual forma se observa que la mediana salarial de los hombres padres es superior a la de los hombres no padres. Los rangos de ambos grupos se encuentran entre USD 400 y USD 700.

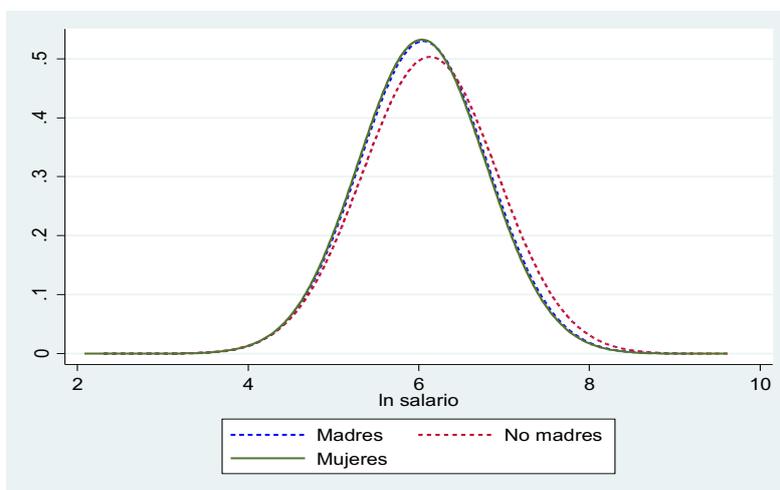
Gráfico 2. Salario por padres y no padres



Fuente: INEC. ENEMDU acumulada 2018.
Elaboración propia.

Asimismo, el Gráfico 3 muestra la distribución salarial de las mujeres, madres y no madres. Se observa que la distribución salarial de las mujeres no madres está sesgada hacia la izquierda, es decir, presenta valores mayores a la media de la curva de distribución de las mujeres madres.

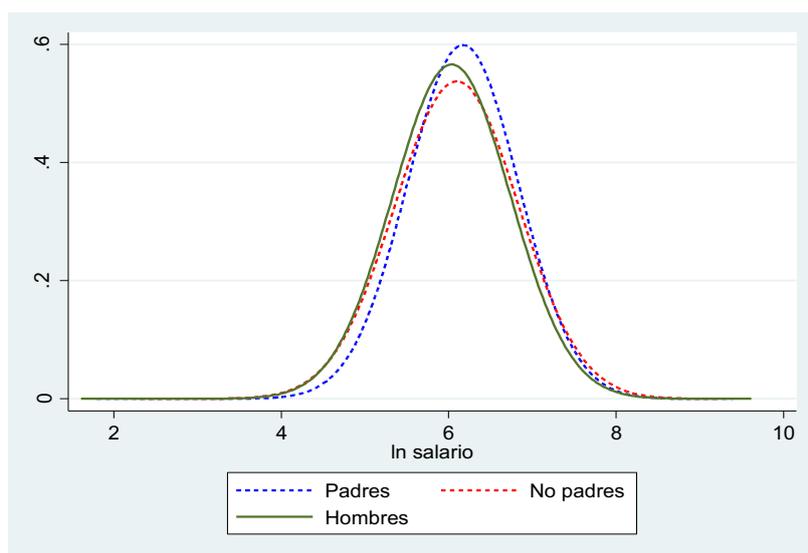
Gráfico 3. Distribución salarial mujeres, madres y no madres



Fuente: INEC. ENEMDU acumulada 2018.
Elaboración propia.

El comportamiento de las curvas de distribución salariales de los hombres, padres y no padres, es diferente al comportamiento de las curvas de las mujeres. Como se observa en el Gráfico 4, la curva salarial de los padres tiene mayor probabilidad de contener valores superiores a la media respecto a la curva de los no padres.

Gráfico 4. Distribución salarial hombres, con hijos y sin hijos



Fuente: INEC. ENEMDU acumulada 2018.

Elaboración propia.

4. Metodología

4.1. Ecuación de Mincer

El modelo propuesto por Mincer (1974) en la Teoría del Capital Humano es uno de los más conocidos en la literatura sobre economía laboral. Bajo esta especificación, el ingreso salarial está en función de la escolaridad y los años de experiencia en el mercado laboral. La función tradicional Minceriana es:

$$\ln Y = \beta_0 + \beta_1 educ + \beta_2 X + \beta_3 X^2 + \varepsilon \quad i = 1, \dots, N \quad (1)$$

donde $\ln Y$ es el logaritmo del ingreso salarial por un periodo determinado, $educ_i$ el nivel de educación del individuo, X la experiencia, y X^2 es la experiencia potencial al cuadrado (capta la relación no lineal entre experiencia e ingreso). El $\beta_1 educ$ aproxima la tasa de rentabilidad de la educación. Debido a que la experiencia no es una variable observable, se utiliza la experiencia potencial (edad-educación-6) bajo la premisa de que se inicia la educación a los 6 años de edad. Teóricamente $\beta_1 educ$ y $\beta_2 X$ deben tener coeficientes positivos, mientras $\beta_3 X^2$, coeficiente negativo.

Tomando como base la ecuación de Mincer, esta investigación introduce al modelo la variable $hijos^6$ para medir la penalidad por maternidad sobre los ingresos laborales. Además, introduce un set de variables de características sociodemográficas (S) y laborales (L) de cada persona. A continuación, se presenta el modelo a estimar.

$$\ln Y_i = \beta_0 + \beta_1 hijos_i + \beta_2 educ_i + \beta_3 X_i + \beta_4 X_i^2 + \beta_5 S_i + \beta_6 L_i + \varepsilon_i \quad i = 1, \dots, N \quad (2)$$

donde:

$\ln Y_i$ es el logaritmo del ingreso salarial

$hijos_i$ es la variable que identifica si una mujer es madre o no madre

⁶ Esta variable define a mujeres con hijos como madres y a mujeres sin hijos como no madres.

$educ_i$ nivel de educación

X_i experiencia potencial

X_i^2 experiencia potencial al cuadrado

S_i es un set de características individuales de la persona i que incluye variables sociodemográficas como etnia, jefatura de hogar, educación en curso y área.

L_i es un set de variables asociadas con características laborales que incluyen tamaño de empresa, afiliación a la seguridad social, jornada laboral, sector (público o privado) y sector económico; ε_i es el término de error.

Este estudio plantea dos especificaciones: i) *dummy* de presencia de hijos (madre y no madre) y ii) *dummies* para las categorías por rangos de edad de los hijos: madres con hijos menores de 6 años, madres con hijos de 6 a 12 años, madres con hijos de 13 a 18 años, madres con hijos de 19 a 24 años y madres con hijos mayores a 24 años.

Además del modelo para determinar la penalidad por maternidad sobre el salario, esta investigación estima la correlación de la maternidad con horas de trabajo semanales utilizando un modelo de *count data*. El modelo incluye las mismas variables detalladas en la ecuación (2) (con excepción de jornada laboral) y agrega dos variables adicionales, que controlan si la persona tiene dos trabajos y el tipo de contrato. La especificación del modelo de horas de trabajo semanales se encuentra en detalle en el Anexo A, mientras el Anexo A.1 muestra las variables dependientes e independientes de ambos modelos.

4.2. Corrección del sesgo de selección

Constituye un problema común del sesgo de selección el que solo se observe un subconjunto de la población. Wooldridge (2009) describe este tipo de sesgo como truncamiento incidental. Este tipo de sesgo surge cuando todas las observaciones de las variables independientes del modelo pueden ser observadas y la variable dependiente puede ser observada únicamente para

un subconjunto de la población. Es decir, la regla que determina si se observa o no depende directamente del resultado de la variable dependiente.

La variable $\ln Y_i$ de la ecuación (2) estima el ingreso salarial que una mujer madre o no madre podría recibir en el mercado laboral dada su condición. En otras palabras, se puede estimar la relación de la maternidad con $\ln Y_i$ siempre y cuando una mujer madre o no madre forme parte del mercado laboral. Sin embargo, para las mujeres madres o no madres que no se encuentran en el mercado laboral, no se puede observar $\ln Y_i$. Por lo tanto, existe truncamiento incidental del $\ln Y_i$, debido a que depende de otra variable adicional no incluida en la ecuación (2). Esta variable omitida está relacionada con la probabilidad de elegir trabajar o no. Por supuesto esta probabilidad también estará condicionada a ciertos factores, por ejemplo, si la mujer es jefa del hogar, si tiene hijos menores a 6 años, etc.

Dado que la ecuación (2) no incorpora información sobre la probabilidad de elegir trabajar o no, esto genera un problema de sesgo sobre los coeficientes β . El método utilizado para la corrección del sesgo en esta investigación es el modelo Heckit compuesto por dos etapas (Heckman, 1979). En la primera etapa, mediante la especificación de un modelo Probit, se estima la probabilidad de elegir trabajar o no:

$$Prob(T = 1|Z) = \Phi(Z\gamma) \quad (3)$$

donde $T = 1$ si la persona trabaja y $T = 0$ si la persona no trabaja, Z es un vector de variables explicativas, γ es un vector de parámetros desconocidos y Φ representa la función de distribución acumulativa de la distribución normal. Para llevar a cabo la estimación en la primera etapa es necesario que Z contenga una variable que incurra en la probabilidad de elegir trabajar, pero no en el ingreso salarial. Las variables seleccionadas en este estudio son: jefatura del hogar, si en el hogar existen niños menores a 6 años, y edad. Para efectos de análisis se ilustra el siguiente modelo:

$$\begin{aligned}
 E[\ln Y_i | T_i > 0] &= E[\ln Y_i | \varepsilon_i > -Z_i' \gamma] \\
 &= X_i' \beta + E[e_i | \varepsilon_i > -Z_i' \gamma] \\
 &= X_i' \beta + (p * \sigma_e) \lambda_i + V_i
 \end{aligned} \tag{4}$$

En la segunda etapa, se incorporan los resultados obtenidos en la ecuación (4) como una variable explicativa adicional del modelo propuesto en la ecuación (2). Se estima el modelo omitiendo el set de variables laborales, ya que las madres y las no madres que no están dentro del mercado laboral no cuentan con esas observaciones. Los coeficientes resultantes de la estimación (4) corrigen el sesgo de selección.

4.3. Blinder-Oaxaca

Para estimar la brecha salarial entre madres y no madres se utilizó la metodología de descomposición Blinder-Oaxaca (1973). Mediante esta metodología se estima que parte de la diferencia salarial está relacionada con las características observables y que otra parte residual con la maternidad.

Se propone, con base en el modelo lineal descrito en (2):

$$\ln Y_i = X_i \beta_i + \varepsilon_i \mid E(\varepsilon_i = 0) \quad i \in \{A, B\} \tag{5}$$

donde A es el grupo de no madres y B el grupo de madres, para responder a la pregunta sobre cuánto del diferencial de ingresos promedio $R = E(\ln Y_{iA}) - E(\ln Y_{iB})$ (5) está explicado por diferencias en las características observables entre el grupo A y B.

Al reemplazar (5) en (6), donde se supone que $E(\varepsilon_i = 0)$, tenemos la siguiente expresión:

$$R = E(X_A)' \beta_A - E(X_B)' \beta_B \tag{6}$$

Para analizar los efectos de la ecuación anterior, Daymont y Andrisani (1984) exponen la descomposición algebraica, donde el primer término corresponde

a las diferencias de las características del grupo A y grupo B, el segundo término son las diferencias de los rendimientos de las características, y el último elemento corresponde a la interacción causada por la diferencia simultánea en las características y los retornos. La expresión toma la siguiente forma:

$$R = [E(X_A) - E(X_B)]' \beta_A + [E(X_A)]' (\beta_A - \beta_B) + [E(X_A) - E(X_B)]' (\beta_A - \beta_B) \quad (7)$$

Es importante tener en cuenta que existe otro tipo de descomposición, la que surge la presencia de un conjunto de coeficientes que no es causante de la brecha salarial por maternidad, pero que son necesarios para encontrar las diferencias en los predictores. Suponiendo que β^* es un coeficiente hipotético que se puede reemplazar en la siguiente ecuación, se plantea:

$$R = [E(X_A) - E(X_B)]' \beta^* + [E(X_A)]' (\beta_A - \beta^*) + [E(X_A) - E(X_B)]' (\beta_A - \beta^*) \quad (8)$$

Con la anterior ecuación se puede extraer la parte de la desigualdad explicada por las diferencias en los predictores y el efecto es la unión de los últimos términos, por tanto:

$$U = [E(X_A)]' (\beta_A - \beta^*) + [E(X_A) - E(X_B)]' (\beta_A - \beta^*) \quad (9)$$

Esta última ecuación es la parte no explicada por los predictores, la cual es atribuida en este análisis a la presencia de los hijos. Sin embargo, esta captura también contiene el efecto de variables no especificadas dentro del modelo. En este sentido, el segundo coeficiente es la parte no explicada por las características observables que se relacionan con la maternidad. Como se mencionó en la sección anterior, existe sesgo de selección por truncamiento incidental, por lo que se aplicó la corrección de sesgo de Heckman detallado en la sección 4.2.

5. Resultados

En la siguiente sección se presentan los resultados para determinar la asociación de la maternidad con el salario de las mujeres, se controla por un grupo de variables individuales sociodemográficas y un grupo de variables laborales descritas en el apartado anterior. Se utiliza dos modelos, el primero toma el logaritmo del salario laboral y el segundo las horas de trabajo semanales. Para cada modelo se considera dos especificaciones para determinar la correlación de tener hijos con el salario y las horas trabajadas, tanto para mujeres como para hombres.

5.1. Ecuación Mincer

La Tabla 5 muestra los resultados de la estimación de la asociación de la maternidad y la paternidad con el salario mensual. Se observa que existe una penalización de la maternidad del 8% sobre el salario. Es decir, las mujeres que tienen hijos ganan al mes en promedio USD 75.85 menos que las mujeres que no tienen hijos. La brecha salarial que se asocia con la maternidad se amplía cuando se consideran las estructuras de las edades de los hijos. Las mujeres con hijos menores a 6 años ganan mensualmente en promedio un 20% menos que las que no tienen hijos, con hijos entre 6 y 12 años, en promedio un 7% menos y con hijos entre 13 y 18 años, un 6% menos (Ver Anexo B). Olarte y Peña (2010) encontraron resultados similares para Colombia, donde la maternidad generaba una brecha en los ingresos del 9.4%, que se amplía al 18.4% cuando los hijos tienen menos de 5 años de edad.

En cuanto a la paternidad, se utilizan las mismas especificaciones y conjunto de variables para comparar las asociaciones de tener hijos entre los padres y las madres. Los resultados indican que no existe una brecha por paternidad en el salario que sea significativa (especificación 1). Sin embargo, al analizar las estructuras de las edades de los hijos, la brecha salarial de los padres frente a los no padres es del 3% cuando tienen hijos menores a 12 años. La brecha salarial

entre padres y no padres se vuelve positiva cuando tienen hijos mayores a 13 años.

Los resultados obtenidos son consistentes en cuanto a la literatura internacional. La penalización salarial por maternidad es mayor a la penalidad por paternidad (Olarte y Peña, 2010). Al igual que el estudio de Korenman y Neumark (1992), esta investigación encontró que los hombres casados con hijos ganan más que hombres solteros, divorciados o viudos en un 3% (Ver Anexo C). Budig y England (2010) explican que los resultados pueden estar relacionados con que las mujeres dedican más tiempo a las tareas domésticas y de cuidado, lo cual ocasiona una interrupción en su tiempo de experiencia laboral, o necesitan conseguir empleos que les den mayor flexibilidad horaria. Además, frecuentemente en estos trabajos no se afilia a las mujeres al seguro social (Olarte y Peña, 2010), situaciones que se relacionan con una reducción del salario.

Sin embargo, los resultados obtenidos en esta investigación se contraponen con otras investigaciones realizadas en el Ecuador. Botello y López (2015) analizaron el efecto de la maternidad sobre los salarios femeninos del año 2012, y los resultados de los autores mostraron que si la mujer tiene un hijo, el salario promedio se reduce en un 2.2% frente a las mujeres que no tienen hijos. Si una mujer tiene dos hijos la brecha se amplía al 3.7% y si tiene más de dos hijos se reduce al 2.26%. De acuerdo con los autores, los resultados para ese periodo permitieron una comparación con países como Canadá, Finlandia y Suecia, que se encontraban en valores inferiores al 5% (Botello & López, 2015). Por su parte, Piras y Ripani (2005) analizaron el efecto de la maternidad sobre los salarios femeninos para cuatro países en Latinoamérica, entre ellos Ecuador, pero no se encontraron resultados significativos para el país.

Tabla 5. Resultados de las estimaciones. Variable dependiente: logaritmo del salario laboral mensual de mujeres y hombres. MCO con corrección de sesgo de Heckman.

Variables	MCO		Heckman	
	Salario (1)	In Salario (2)	Salario (3)	In Salario (4)
Madres - No madres				
Especificación 1				
Madre	-54.23*** (9.03)	-0.06*** (0.01)	-75.85*** (8.19)	-0.08*** (0.01)
Especificación 2				
Hijos menores a 6 años	-56.69*** (9.95)	-0.07*** (0.01)	-197.17*** (13.90)	-0.20*** (0.02)
Hijos de 6 a 12 años	-64.87*** (10.27)	-0.08*** (0.01)	-51.30*** (10.05)	-0.07*** (0.01)
Hijos de 13 a 18 años	-69.39*** (12.21)	-0.06*** (0.01)	-63.07*** (10.74)	-0.06*** (0.01)
Hijos de 19 a 24 años	-61.84*** (13.08)	-0.04*** (0.01)	-66.31*** (12.36)	-0.04*** (0.01)
Hijos mayores a 24 años	-4.05 (16.70)	0.01 (0.02)	-28.03** (13.52)	-0.01 (0.02)
Observaciones	22,279	22,279	70,892	70,892
R-cuadrado (especificación 1)	0.281	0.544		
R-cuadrado (especificación 2)	0.282	0.544		
Padres - No padres				
Especificación 1				
Padre	-28.93*** (7.27)	-0.01* (0.01)	-19.74*** (6.45)	-0.01 (0.01)
Especificación 2				
Hijos menores a 6 años	-42.03*** (8.24)	-0.04*** (0.01)	-26.11*** (8.52)	-0.03*** (0.01)
Hijos de 6 a 12 años	-42.40*** (8.54)	-0.03*** (0.01)	-30.66*** (7.94)	-0.03*** (0.01)
Hijos de 13 a 18 años	-25.81*** (9.59)	0.00 (0.01)	-13.49 (8.47)	0.01 (0.01)
Hijos de 19 a 24 años	-7.69 (12.26)	0.03** (0.01)	-3.11 (9.74)	0.03** (0.01)
Hijos mayores a 24 años	10.56 (12.95)	0.05*** (0.01)	-5.81 (10.57)	0.04*** (0.01)
Observaciones	40,510	40,510	55,608	55,608
R-cuadrado (especificación 1)	0.302	0.487		
R-cuadrado (especificación 2)	0.302	0.488		

Fuente: INEC. ENEMDU acumulada 2018.

Elaboración propia.

La significancia estadística está denotada por niveles de 1% (***), 5% (**) y 10% (*).

Nota: ver tablas completas en Anexo B y C.

5.2. Modelo count data Poisson

En cuanto al tiempo de trabajo, los coeficientes de la Tabla 6, columna (1), indican que las mujeres que son madres tienen menor probabilidad de trabajar más horas a la semana en comparación con las mujeres que no son madres, mientras que los hombres que son padres tienen mayor probabilidad de trabajar más horas a la semana frente a los hombres que no tienen hijos.

Los resultados de efectos marginales (columna 2) indican que la probabilidad de que una mujer con hijos trabaje 38.45 horas a la semana es menor en un 85% en comparación con las mujeres sin hijos. Mientras que para los padres la probabilidad de trabajar 42.88 horas a la semana es mayor en un 39%, en comparación con los no padres. Al observar las estructuras de edades de los hijos, la probabilidad de que las madres alcancen las 38.45 horas semanales disminuye respecto a las mujeres no madres, en especial para las mujeres con hijos menores a 6 años (-152%) y con hijos entre 6 y 12 años de edad (-108%). Para madres con hijos entre 13 y 18 años y 19 y 24 años de edad, esta probabilidad disminuye en 33% y 44%, respectivamente. Al contrario de los resultados obtenidos para las mujeres que son madres, al controlar por rango de edad de los hijos la probabilidad de que un padre con hijos menores a 6 años trabaje 42.88 horas semanales aumenta en un 70% y solo es negativa para los padres con hijos mayores a 24 años. Estos valores son significativos al 99% de confianza (Ver Anexo D y E).

La información sobre la jornada laboral nos dice que 4 de cada 10 mujeres con hijos trabaja menos de 40 horas a la semana, una jornada laboral que se puede considerar como parcial. Mientras que apenas 2 de 10 hombres con hijos trabajan menos de 40 horas a la semana (INEC, 2018). Aunque son varios los factores que pueden explicar el diferencial en las horas de empleo, los resultados del modelo también apuntan a que efectivamente las mujeres con hijos trabajan en promedio menos horas que las mujeres sin hijos. Estos resultados

pueden estar relacionados con la distribución de las tareas del hogar, donde existe mayor carga de tiempo para las mujeres.

De acuerdo a Budig y England (2001), las mujeres suelen tener preferencia por trabajos en peores condiciones, ya que se ajustan a sus condiciones de maternidad y les permiten tener horarios flexibles. Asimismo, otra de las posibles causas de reducción de tiempo de trabajo para las madres es la licencia por lactancia, la que se otorga durante un periodo de nueve meses después del parto, lo cual reduce su jornada de trabajo a 6 horas diarias, que se señalarán o distribuirán de conformidad con el contrato colectivo. Adicionalmente, la normativa⁷ vigente en el país podría estar reforzando una carga desigual en cuanto a las tareas de cuidado en el momento en que inician la maternidad o la paternidad. Si bien, la licencia por maternidad también responde a aspectos biológicos, en el mismo periodo los hombres deberían poder acceder a beneficios que les permitan responsabilizarse de las tareas de cuidado y domésticas, en lugar de realizar una reinserción inmediata del padre al trabajo y reforzar el rol de proveedor económico.

⁷ El Código de Trabajo actual dispone un periodo de licencia por maternidad de 12 semanas por el nacimiento de su hija/o y en caso de nacimientos múltiples, el plazo se extiende por 10 días adicionales; mientras tanto, los hombres tienen derecho a licencia con remuneración por 10 días por el nacimiento de su hija/o cuando el nacimiento es por parto normal y en los casos de nacimientos múltiples o por cesárea la licencia se prolongará por cinco días más.

Tabla 6. Resultados de las estimaciones. Variable dependiente: horas de trabajo a la semana de mujeres y hombres. Poisson.

Variables	Poisson	
	Horas trabajo	Probabilidad marginal
	(1)	(2)
Madres-No madres		
Especificación 1		
Madre	-0.02*** (0.00)	-0.85*** (0.10)
Especificación 2		
Hijos menores a 6 años	-0.04*** (0.00)	-1.52*** (0.13)
Hijos de 6 a 12 años	-0.03*** (0.00)	-1.08*** (0.12)
Hijos de 13 a 18 años	-0.01** (0.00)	-0.33** (0.13)
Hijos de 19 a 24 años	-0.01*** (0.00)	-0.44*** (0.15)
Hijos mayores a 24 años	-0.01 (0.00)	-0.22 (0.17)
Observaciones	27,752	27,752
Padres - No padres		
Especificación 1		
Padre	0.01*** (0.00)	0.39*** (0.09)
Especificación 2		
Hijos menores a 6 años	0.02*** (0.00)	0.70*** (0.11)
Hijos de 6 a 12 años	0.01*** (0.00)	0.39*** (0.11)
Hijos de 13 a 18 años	0.02*** (0.00)	0.71*** (0.12)
Hijos de 19 a 24 años	-0.00 (0.00)	-0.16 (0.15)
Hijos mayores a 24 años	-0.01*** (0.00)	-0.46*** (0.17)
Observaciones	44,808	44,808

Fuente: INEC. ENEMDU acumulada 2018.

Elaboración propia.

La significancia estadística está denotada por niveles de 1% (***), 5% (**) y 10% (*).

Nota: Ver tablas completas en Anexos D y E.

5.3. Blinder-Oaxaca

De acuerdo con los resultados mostrados en la Tabla 7, se observa que sin la corrección de sesgo de selección la brecha por maternidad es del 8%. Sin embargo, cuando se realiza la corrección del sesgo de selección, la brecha salarial se amplía al 37% de las mujeres que son madres frente a quienes no lo son. Las dotaciones explican el 3% de la brecha salarial, mientras que las variables no observables (incluida la condición de maternidad) explican el 34% restante.

Dicho en otras palabras, si se selecciona aleatoriamente a una mujer con hijos y a otra que no tiene hijos, y se les asignaran los mismos niveles de productividad, dotación de capital humano, experiencia, puesto de trabajo, entre otras características, la madre tendría un ingreso laboral menor en 37%, situación que puede estar explicada, por ejemplo, por la discriminación por parte de los empleadores.

En cuanto a la paternidad, los resultados indican que los padres tienen una ventaja frente a los hombres que no tienen hijos. La brecha salarial sin corrección de sesgo es del 7% y se reduce al 2% cuando se corrige el sesgo. En otras palabras, los padres ganan en promedio 2% más que los no padres.

Tabla 7. Descomposición Blinder-Oaxaca. Variable dependiente: logaritmo del salario laboral mensual de mujeres y hombres por tenencia de hijos. Corrección de sesgo de Heckman

Grupo	Sin corrección	Con corrección de sesgo de selección
	In Salario (1)	In Salario (2)
Madres-No madres		
Diferencia salarial		
No madres	6.26*** (0.01)	6.26*** (0.01)
Madres	6.18*** (0.01)	5.89*** (0.03)
Diferencia salarial	0.08*** (0.01)	0.37*** (0.04)
Descomposición		
Explicada	0.03*** (0.01)	0.03*** (0.01)
Maternidad (no explicada)	0.06*** (0.01)	0.34*** (0.03)
Observaciones	22,279	22,279
Padres-No padres		
Diferencia salarial		
No padres	6.14*** (0.01)	6.14*** (0.01)
Padres	6.21*** (0.00)	6.16*** (0.01)
Diferencia salarial	-0.07*** (0.01)	-0.02* (0.01)
Descomposición		
Explicada	-0.08*** (0.01)	-0.10*** (0.01)
Paternidad (no explicada)	0.02*** (0.01)	0.07*** (0.01)
Observaciones	40,510	40,510

Fuente: INEC. ENEMDU acumulada 2018.

Elaboración propia.

La significancia estadística está denotada por niveles de 1% (***), 5% (**) y 10% (*).

Nota: Ver tablas completas en Anexo F.

6. Conclusiones y recomendaciones

Esta investigación analizó cómo el mercado laboral penaliza la maternidad y profundiza la brecha salarial y la discriminación de género en Ecuador. Se utilizó la ENEMDU acumulada del año 2018, que contiene datos sobre el ingreso salarial, así como características sociodemográficas y laborales de la población económicamente activa.

De acuerdo con la revisión de la literatura, están disponibles dos estudios realizados para el país en 2005 y 2015, los cuales nos permiten contrastar los resultados obtenidos (Piras y Ripani, 2005; Botello y López, 2015). A diferencia de ambos estudios, nuestra investigación encuentra evidencia de que la mayor parte de la brecha por maternidad en Ecuador está asociada con el hecho de ser madres y otras características no observadas. Es decir que, si igualamos entre mujeres madres y no madres niveles de productividad, dotación de capital humano, experiencia, puesto de trabajo y otras características, las madres tendrían un ingreso laboral menor en un 37%. Una de las características no observadas que se relacionan es la discriminación a la que se pueden estar enfrentando por parte de los empleadores.

Los resultados con la metodología de ecuaciones Mincerianas muestran que el mercado laboral penaliza la maternidad con una brecha salarial de madres y no madres del 8% sobre el salario. La brecha se amplía al considerar los rangos de la edad de los hijos. Las madres con hijos menores a 6 años ganan en promedio 20% y con hijos entre 6 a 12 años ganan en promedio 7% menos, respecto a las mujeres que no son madres.

A nuestro conocimiento no existe un estudio desarrollado para el Ecuador que mida la penalidad por maternidad sobre el ingreso salarial y que al mismo tiempo contraste los resultados obtenidos con el efecto de paternidad sobre el salario. Con el objetivo de aportar a la literatura internacional, también se busca dar respuesta a la relación de la paternidad con el ingreso laboral. Los resultados indican que no existe una brecha por paternidad en el salario que sea significativa con ecuaciones Mincerianas para nuestra primera especificación. A su vez, al analizar las edades de los hijos, se encontró que la brecha salarial es del 3% cuando tienen hijos menores a 12 años. Sin embargo, la brecha salarial se vuelve positiva cuando tienen hijos mayores a 13 años.

La maternidad también se relaciona con el tiempo de trabajo. La probabilidad de que una mujer con hijos trabaje 38.45 horas a la semana es menor en un 85% respecto a las mujeres sin hijos. Mientras que para los padres la probabilidad de trabajar 42.88 horas a la semana es mayor en un 39% respecto a los no padres. Además, la probabilidad de que las madres alcancen las 38.45 horas semanales disminuye respecto a las mujeres no madres, en especial para las mujeres con hijos menores a 6 años (-152%) y con hijos entre 6 y 12 años de edad (-108%). Al contrario de los resultados obtenidos para las mujeres que son madres, al controlar por rango de edad de los hijos, la probabilidad de que un padre con hijos menores a 6 años trabaje 42.88 horas semanales aumenta en un 70% y solo es negativa para los padres con hijos mayores a 24 años. Se evidencia nuevamente que existe un asociación diferenciado con respecto a las mujeres que son madres frente a los hombres que son padres en las horas de trabajo. En este sentido, se revela que el mercado laboral penaliza la maternidad en las horas de trabajo semanal, sin embargo, en los padres puede generar un efecto positivo.

Además, se utilizó la descomposición de Blinder-Oaxaca (1973) con corrección del sesgo de selección de Heckman (1979). Los resultados indican que la brecha salarial entre madres y no madres es del 37% cuando se corrige el sesgo de selección. Mientras que los padres tienen una ventaja del 2% frente a los

hombres que no tienen hijos. Las dotaciones explican el 3% de la brecha salarial, mientras que las variables no observables (incluida la condición de maternidad) explican el 34% restante.

La literatura desde las distintas ramas de la ciencia (económicas, sociales, psicológicas y otras) ha analizado la concentración de las mujeres en las tareas de cuidado y domésticas. Esta situación es reforzada por las distintas representaciones de las mujeres en el espacio doméstico. En otras palabras, a pesar de que las mujeres han incrementado la participación laboral, el involucramiento de los hombres en el trabajo doméstico no remunerado no ha crecido al mismo ritmo. Se mantiene en el imaginario social que las labores domésticas y de cuidado son una tarea femenina. Según los datos de la Encuesta de Uso de Tiempo 2012, las mujeres dedicaban en promedio 127 horas al mes al trabajo doméstico externo e interno, mientras que los hombres le dedicaban en promedio 36 horas mensuales (INEC, 2012). Sin embargo, después de seis años, las horas per cápita de Trabajo No Remunerado de las mujeres se redujo en un 2% y la de los hombres disminuyó en un 12% (INEC, 2020).

La principal desventaja del diseño metodológico frente a los estudios que evalúan el impacto de la maternidad sobre salario antes mencionados es que, evidentemente, éste no es experimental. A pesar de mitigar el sesgo asociado a la decisión de incorporarse al mercado laboral, no se logró corregir el sesgo causado por variables omitidas como la decisión de tener hijos, la pérdida de experiencia o elección de tomar la licencia de maternidad, que son de difíciles de controlar para cualquier tipo de estudio asociado a factores que no son fácilmente observables o cuya información es casi inexistente.

Por otra parte, para evaluar correctamente el impacto de la maternidad sobre el salario, sería ideal contar con datos de panel que muestren información de los individuos antes de tener hijos y después de tenerlos, al igual que los estudios de Budig y England (2001), que usaron la Encuesta Nacional Longitudinal de

Jóvenes 1982-1993 y Molina y Montuenga (2008), que utilizaron datos de panel de Hogares de la Comunidad Europea 1994-2001.

Los resultados de esta investigación no son necesariamente causales debido a las restricciones de información mencionadas. Sin embargo, las distintas metodologías permiten demostrar una clara relación entre maternidad y brecha salarial. Según la literatura, existen otras explicaciones que no se abordaron en el presente documento, por lo cual se recomienda explorar otros métodos de estimación cuasiexperimentales más precisos. Esos incluyen, como por ejemplo, variables instrumentales para el desarrollo de futuras investigaciones referentes a este tema. Para una disminución progresiva de la brecha salarial por maternidad es necesario considerar todas las razones que la pueden estar generando. Según Budig y England (2001) las mujeres que son madres pueden ganar menos que otras mujeres no madres, porque tener hijos les hace perder experiencia laboral, reducir su productividad en el trabajo, concentración en trabajos menos favorecidos que se ajustan a sus condiciones de maternidad o pueden ser discriminadas por los empleadores. A continuación, se presentan varias recomendaciones que pueden contribuir a la reducción y eliminación de la brecha laboral relacionada con la maternidad. La normativa que regula los permisos de maternidad y paternidad en el país denotan una desigualdad en cuanto a los roles materno/paterno, concediendo un permiso laboral para la madre de 12 semanas y para el padre de 10 días. Esta situación refuerza, por una parte, el rol de la mujer en las tareas de cuidado y en el trabajo doméstico; y por otra, la reinserción inmediata del padre en el mercado laboral refuerza su rol de proveedor económico. Se recomienda ampliar o igualar el periodo de licencia de paternidad para cuidar a un recién nacido o a un(a) hijo/a pequeño/a para que los hombres no asuman paternidades secundarias y que las mujeres no tengan que renunciar a su carrera profesional cuando son madres. Ello podría tener efectos positivos sobre la igualdad de género en el hogar y en el trabajo, y también podría constituir un indicio de que se están dando cambios en las relaciones y en la percepción de

los roles de la madre y el padre, así como de que se rompiendo estereotipos predominantes.

La Organización Internacional del Trabajo en el informe *Maternity and paternity at work: law and practice across the world*, recomienda promover una distribución equitativa de las responsabilidades familiares al interior de los hogares entre hombres y mujeres, a través de campañas enfocadas a combatir los estereotipos predominantes que refuerzan la idea de que el cuidado del hogar no es tarea de hombres, para fomentar su creciente involucramiento en las tareas de cuidado de personas dependientes (OIT, 2014).

Bibliografía

- INEC.** (2019). *Nota técnica - ENEMDU acumulada*. Quito: Instituto Nacional de Estadística y Censos.
- INEC.** (2019). *Metodología para el cálculo de la matriz de transición laboral Diciembre 2018 – Diciembre 2019*. Quito: Instituto Nacional de Estadística y Censos.
- Banco Mundial.** (2019). *Tasa de participación en la fuerza laboral, mujeres 1990 – 2019*.
- D'Alessandro, M.** (2018). *Economía feminista. Las mujeres, el trabajo y el amor*. Colombia: Penguin Random House.
- Banco Mundial.** (14 de Septiembre de 2020). *Datos Banco Mundial*. Obtenido de Tasa de fertilidad, total (nacimientos por cada mujer): <https://datos.bancomundial.org/indicador/SP.DYN.TFRT.IN?end=2018&start=1960&view=chart>
- Molina, J. A., & Montuenga, V.** (2008). The Motherhood Wage Penalty in a Mediterranean Country: The Case of Spain. *IZA Discussion Papers*, (3574).

- Budig, M., y England, P.** (2001). The Wage Penalty for Motherhood. *American Sociological Association* , 66 (2), 204-225.
- Querejeta, M.** (2020). *Impacto de la maternidad sobre el ingreso laboral en Uruguay*. Santiago.
- Kleven, H., Landais, C. y Søggaard, J. E.** (2018). Children and Gender Inequality: Evidence from Denmark. *American Economic Journal* , 11 (4), 181-209.
- Berniell, I., Berniell, L., de la Mata, D., Edo, M. y Marchonni, M.** (15 de February de 2019). Gender Gaps in Labor Informality: The Motherhood Effect. CAF - *Development Bank of Latin America* .
- Mincer, J.** (1974). *Schooling, Experience, and Earnings*. New York, Estados Unidos : National Bureau of Economic Research.
- Wooldridge, J. M.** (2009). *Introducción a la econometría. Un enfoque moderno* (4a.edición ed.). México: Cengage Learning.
- Blinder, A.** (1973). Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates. *Journal of Human Resources* , 436-455.
- International Labour Organization.** (2014). *Maternity and paternity at work : law and practice across the world*. International Labour Office , Geneva.
- Organización Internacional del Trabajo.** (2016). *Las Mujeres en el Trabajo*. Oficina Internacional del Trabajo, Ginebra.
- Organización Internacinal del Trabajo.** (2019). *La brecha salarial entre hombres y mujeres en América Latina*. Oficina Regional para América Latina y el Caribe, Lima.
- Becker, G. S.** (1985). Human Capital, Effort, and the Sexual Division of Labor. *Journal of Labor Economics* , 2 (1), 33-58.
- Botello, H. y López, A.** (2015). El efecto de la maternidad sobre los salarios femeninos en Latinoamérica. *Semestre Económico* , 18 (37), 13 - 37.
- Olarte, L. y Peña, X.** (2010). El Efecto de la Maternidad Sobre los Ingresos Femeninos. *Revista ESPE - Ensayos Sobre Política Económica* , 28 (63), 190-231.
- Neumark, D. y Korenman, S. D.** (1992). Marriage, Motherhood, and Wages. *Journal of Human Resources* , 27, 233-255.

- Friedan, B.** (1963). *La mística de la feminidad*. (M. Martínez, Trad.) Madrid: Ediciones Cátedra.
- Ortner, S.** (1979). ¿Es la mujer con respecto al hombre lo que la naturaleza con respecto a la cultura? (O. Harris y K. Young, Edits.) *Antropología y Feminismo*, 109 - 132.
- Piras, C. y Ripani, L.** (2005). *The Effects of Motherhood on Wages and Labor Force Participation: Evidence from Bolivia, Brazil, Ecuador and Peru*. Washington, D.C.: Inter-American Development Bank.
- Botello, H. y López, A.** (2015). El efecto de la maternidad sobre los salarios femeninos en Ecuador. *Revista de la Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas*, XVI (1), 77 - 98.
- Gutiérrez, D.** (2008). *Efectos de la fecundidad sobre el ingreso laboral femenino*. Bogotá: Universidad de Los Andes, Facultad de Economía.
- Gómez, C.** (2016). Consecuencias de ser padre a temprana edad sobre los ingresos: caso Colombiano. *Ensayos sobre Política Económica*, 34, 103 - 125.
- INEC.** (2018). *Encuesta Nacional de Empleo, Desempleo y Subempleo: indicadores laborales*. Quito: INEC.
- INEC.** (2012). *Encuesta de Uso del Tiempo*. Quito: INEC.
- García, E.** (2019). Lactancia materna y perspectiva de género. *Ponencia presentada en la conferencia Desafíos de la Parentalidad en estudiantes de la PUCE*. Quito.
- INEC.** (2020). *Cuentas Satélite del Trabajo No Remunerado de los Hogares*. Quito.
- Heckman, J.** (1979). *Sample Selection Bias as a Specification* (Vol. 47). *Econometrica*.

Anexos

Anexo A. Modelo *count data* Poisson-Horas de trabajo a la semana

Debido a que la variable horas de trabajo semanales no sigue una distribución normal y por lo tanto no se puede estimar un modelo MCO, la estimación de horas de trabajo semanales se desarrolló bajo un modelo *count data* basado en la distribución de Poisson. La distribución de Poisson es la probabilidad de que un determinado número de eventos ocurra en un intervalo fijo de tiempo y/o espacio. Asumiendo una variable aleatoria Y , es una variable de conteo y solo puede tomar valores enteros positivos. La probabilidad de que se observe un valor y , viene dada bajo la hipótesis de Poisson, por la siguiente expresión:

$$P(Y = y|x) = \frac{e^{-\lambda} \lambda^y}{y!} \quad y = 0,1,2 \dots$$

λ representa el valor medio y es el exponencial de la regresión. A continuación, se describe el modelo a estimar para horas de trabajadas a la semana:

$$E(Y) = \lambda = \exp(\beta_1 \text{hijos}_i + \beta_2 \text{educ}_i + \beta_3 X_i + \beta_4 X_i^2 + \beta_5 S_i + \beta_6 L_i)$$

donde:

y_i es el número de horas trabajadas a la semana.

hijos_i es la variable que identifica si una mujer es madre o no madre.

educ_i nivel de educación.

X_i experiencia potencial.

X_i^2 experiencia potencial al cuadrado.

S_i es un set de características individuales de la persona i que incluye variables sociodemográficas como etnia, jefatura de hogar, educación en curso y área.

L_i es un set de variables asociadas con características laborales que incluyen: tamaño de empresa, afiliación a la seguridad social, más de un trabajo, tipo de contrato, sector (público o privado) y sector económico.

ε_i es el término de error.

El modelo de horas de trabajo plantea dos especificaciones: i) *dummy* de presencia de hijos (madre y no madre) y ii) *dummies* para las categorías por rangos de edad de los hijos; madres con hijos menores a 6 años; madres con hijos de 6 a 12 años; madres con hijos de 13 a 18 años; madres con hijos de 19 a 24 años y madres con hijos mayores a 24 años.

Anexo A. Variables descriptivas			
ENEMDU	Variable	Descripción	Medida
p66	Salario	Población asalariada	Continua
	Ln salario		
p24	Horas		
	Ln horas	Horas trabajadas a la semana	Continua
Características sociodemográficas			
p03	Edad	Edad registrada	Continua
p10a	Educación	Ninguno, primaria, secundaria y educación superior	Categórica
p10a y p10b	Escolaridad	Años de escolaridad	Continua
	Experiencia potencial	Experiencia potencial = (Edad - nivel de educación - 6 años)	Continua
	Experiencia potencial 2	Experiencia potencial al cuadrado	Continua
p15	Etnia	Mestizo = 1, otras etnias =0	Dummy
p06	Estado civil	Nunca casado, divorciado o viudo y casado	Categórica
area	Área	Rural= 1, urbano=0	Dummy
p04	Jefatura del hogar	Jefatura=1, no jefatura=0	Dummy
p07	Educación en curso	Si=1, no=0	Dummy
p47a y p47b	Tamaño de empresa	1 a 9 trabajadores, 10 a 49 trabajadores, 50 a 100 trabajadores, más de 100 trabajadores	Categórica
p40	Rama de actividad	Agricultura, industria y servicios	Categórica
p42	Tipo de sector	Público=0, privado=1	Dummy
p44f	Afiliación al IESS	Si=1, no=0	Dummy
p25 y p26	Jornada laboral	Jornada completa (≥ 40 horas)=1, jornada parcial (≤ 40 horas)=0	Dummy
empleo	Trabaja	Si=1 y No=0	Dummy
p43	Tipo de contrato	Contrato indefinido, contrato temporal, contrato por horas, obra o jornal	Categórica
p54	Otro trabajo	Si=1 y No=0	Dummy

ANEXO A.1 Variables dependientes e independientes

ENEMDU	Variable	Descripción	Medida
p66	Salario	Población asalariada	Continua
	ln salario		
p24	Horas	Horas trabajadas a la semana	Continua
Características sociodemográficas			
p03	Edad	Edad registrada	Continua
p10a	Educación	Ninguno, primaria, secundaria y educación superior	Categórica
p10a y p10b	Escolaridad	Años de escolaridad	Continua
	Experiencia potencial	Experiencia potencial = (Edad - nivel de educación - 6 años)	Continua
	Experiencia potencial 2	Experiencia potencial al cuadrado	Continua
p15	Etnia	Mestizo = 1, otras etnias =0	Dummy
p06	Estado civil	Nunca casado, divorciado o viudo y casado	Categórica
area	Área	Rural= 1, urbano=0	Dummy
p04	Jefatura del hogar	Jefatura=1, no jefatura=0	Dummy
p07	Educación en curso	Si=1, no=0	Dummy
p47a y p47b	Tamaño de empresa	1 a 9 trabajadores, 10 a 49 trabajadores, 50 a 100 trabajadores, más de 100 trabajadores	Categórica
p40	Rama de actividad	Agricultura, industria y servicios	Categórica
p42	Tipo de sector	Público=0, privado=1	Dummy
p44f	Afiliación al IESS	Si=1, no=0	Dummy
p25 y p26	Jornada laboral	Jornada completa (≥ 40 horas)=1, jornada parcial (≤ 40 horas)=0	Dummy
empleo	Trabaja	Si=1 y No=0	Dummy
p43	Tipo de contrato	Contrato indefinido, contrato temporal, contrato por horas, obra o jornal	Categórica
p54	Otro trabajo	Si=1 y No=0	Dummy
Variables de interés			
	Madre ⁸	Madre (mujeres con hijos) = 1, No madre (mujeres sin hijos) = 0	Dummy
	Padre	Padre (hombres con hijos) =1, No padre (hombres sin hijos) = 0	Dummy

⁸ Esta variable se construyó a partir de la variable p04, que muestra la relación con el/la jefe/a de hogar seleccionando la categoría hijo/a y con la variable ID del hogar. Es decir, se contó el número de hijos por hogar, condicionado a las categorías jefe/a y cónyuge y a su sexo mujer para la variable madre y sexo hombre para la variable padre.

Fuente: INEC. ENEMDU acumulada 2018.

Elaboración propia.

La significancia estadística está denotada por niveles de 1% (***) , 5% (**) y 10% (*).

Nota: Las categorías base del modelo son educación superior, mestizo, casado, urbana, empresa ≤ 9 trabajadores, agricultura, sector público y jornada laboral ≤ 40 horas.

ANEXO B. Resultados de las estimaciones. Variable dependiente: logaritmo del salario laboral mensual de mujeres. MCO con corrección de sesgo de Heckman.

Variables	MCO				Heckman			
	Salario (1)	In Salario (2)	Salario (3)	In Salario (4)	Salario (5)	In Salario (6)	Salario (7)	In Salario (8)
Especificación 1								
Madre	-54.23*** (9.03)	-0.06*** (0.01)			-75.85*** (8.19)	-0.08*** (0.01)		
Especificación 2								
Hijos menores a 6 años			-56.69*** (9.95)	-0.07*** (0.01)			-197.17*** (13.90)	-0.20*** (0.02)
Hijos de 6 a 12 años			-64.87*** (10.27)	-0.08*** (0.01)			-51.30*** (10.05)	-0.07*** (0.01)
Hijos de 13 a 18 años			-69.39*** (12.21)	-0.06*** (0.01)			-63.07*** (10.74)	-0.06*** (0.01)
Hijos de 19 a 24 años			-61.84*** (13.08)	-0.04*** (0.01)			-66.31*** (12.36)	-0.04*** (0.01)
Hijos mayores a 24 años			-4.05 (16.70)	0.01 (0.02)			-28.03** (13.52)	-0.01 (0.02)
Características demográficas								
Sin estudios	-329.66*** (17.10)	-0.53*** (0.04)	-313.78*** (18.36)	-0.50*** (0.05)	-252.91*** (36.42)	-0.46*** (0.04)	-168.87*** (36.30)	-0.37*** (0.04)
Primaria	-343.22*** (10.12)	-0.46*** (0.01)	-337.02*** (10.54)	-0.45*** (0.01)	-280.86*** (13.04)	-0.41*** (0.01)	-212.10*** (14.50)	-0.34*** (0.02)
Secundaria	-290.46*** (7.91)	-0.36*** (0.01)	-289.29*** (7.97)	-0.35*** (0.01)	-259.91*** (8.26)	-0.33*** (0.01)	-226.18*** (8.83)	-0.30*** (0.01)
Experiencia	7.79*** (0.87)	0.01*** (0.00)	8.60*** (0.93)	0.01*** (0.00)	3.93*** (1.03)	0.01*** (0.00)	-4.55*** (1.29)	-0.00** (0.00)
Experiencia 2	-0.12*** (0.02)	-0.00*** (0.00)	-0.15*** (0.02)	-0.00*** (0.00)	-0.17*** (0.02)	-0.00*** (0.00)	-0.15*** (0.02)	-0.00*** (0.00)
Otra etnia	-5.01 (14.01)	0.02* (0.01)	-5.72 (13.96)	0.02 (0.01)	-4.38 (11.21)	0.02* (0.01)	-5.82 (11.22)	0.02* (0.01)
Nunca casada	10.87 (14.21)	0.01 (0.02)	9.71 (14.21)	0.00 (0.02)	15.61 (15.76)	0.01 (0.02)	9.70 (16.40)	0.00 (0.02)
Divorciada o viuda	9.42 (13.17)	0.01 (0.02)	8.35 (13.18)	0.01 (0.02)	12.43 (14.25)	0.01 (0.02)	7.73 (14.73)	0.01 (0.02)
Rural	-71.73*** (7.59)	-0.12*** (0.01)	-70.92*** (7.61)	-0.12*** (0.01)	-68.91*** (9.97)	-0.12*** (0.01)	-64.61*** (9.94)	-0.12*** (0.01)
Jefa de hogar	-22.79* (12.11)	-0.03* (0.01)	-22.68* (12.09)	-0.03* (0.01)	90.03*** (16.01)	0.07*** (0.02)	187.09*** (18.99)	0.16*** (0.02)
Educación en curso	-45.12*** (15.21)	-0.08*** (0.02)	-44.71*** (15.20)	-0.08*** (0.02)	-29.98* (15.39)	-0.07*** (0.02)	-21.69 (15.83)	-0.06*** (0.02)
Características laborales								
Empresa de 10 a 49 trabajadores	62.04*** (8.23)	0.11*** (0.01)	62.66*** (8.23)	0.11*** (0.01)	62.24*** (10.28)	0.11*** (0.01)	61.97*** (10.29)	0.11*** (0.01)
Empresa de 50 a 99 trabajadores	146.65*** (23.59)	0.21*** (0.02)	146.71*** (23.63)	0.21*** (0.02)	142.07*** (21.71)	0.21*** (0.02)	140.40*** (21.68)	0.21*** (0.02)
Empresa más de 100 trabajadores	209.91*** (11.43)	0.26*** (0.01)	210.74*** (11.41)	0.26*** (0.01)	207.53*** (10.62)	0.26*** (0.01)	208.78*** (10.64)	0.26*** (0.01)
Industria	33.06*** (10.52)	0.14*** (0.02)	32.34*** (10.53)	0.14*** (0.02)	31.44** (15.00)	0.14*** (0.02)	29.70** (14.98)	0.14*** (0.02)
Servicios	30.95*** (9.57)	0.14*** (0.02)	30.12*** (9.59)	0.14*** (0.02)	28.65** (14.12)	0.14*** (0.02)	24.45* (14.09)	0.14*** (0.02)
Sector privado	-45.21*** (13.63)	-0.12*** (0.01)	-44.63*** (13.60)	-0.12*** (0.01)	-38.58*** (9.54)	-0.11*** (0.01)	-33.08*** (9.52)	-0.11*** (0.01)
Afiliación IESS	120.73*** (7.09)	0.38*** (0.01)	119.85*** (7.08)	0.38*** (0.01)	115.47*** (10.17)	0.38*** (0.01)	109.63*** (10.24)	0.37*** (0.01)
Jornada laboral >= 40 horas	87.37*** (7.06)	0.35*** (0.01)	87.51*** (7.07)	0.35*** (0.01)	92.13*** (8.39)	0.35*** (0.01)	91.74*** (8.36)	0.35*** (0.01)
Informal	1.55 (5.61)	-0.22*** (0.02)	2.64 (5.62)	-0.22*** (0.02)	-3.95 (14.22)	-0.23*** (0.02)	-4.92 (14.23)	-0.23*** (0.02)
Intercepto	468.13*** (22.50)	5.57*** (0.03)	469.23*** (22.69)	5.59*** (0.03)	222.11*** (32.45)	5.36*** (0.04)	84.03** (36.11)	5.24*** (0.04)
Variables corrección sesgo de selección								
Edad					-0.04*** (0.00)	-0.04*** (0.00)	-0.04*** (0.00)	-0.04*** (0.00)
Hijos menores de 6 años					0.53*** (0.01)	0.53*** (0.01)	0.53*** (0.01)	0.53*** (0.01)
Jefa de hogar					1.15*** (0.02)	1.15*** (0.02)	1.15*** (0.02)	1.15*** (0.02)
Intercepto					309.66*** (24.56)	0.27*** (0.03)	584.01*** (35.24)	0.53*** (0.04)
Observaciones	22,279	22,279	22,279	22,279	70,892	70,892	70,892	70,892
R-cuadrado	0.281	0.544	0.282	0.544				

ANEXO C. Resultados de las estimaciones. Variable dependiente: logaritmo del salario laboral mensual de hombres. MCO con corrección de sesgo de Heckman.

Variables	MCO				Heckman			
	Salario (1)	In Salario (2)	Salario (3)	In Salario (4)	Salario (5)	In Salario (6)	Salario (7)	In Salario (8)
Especificación 1								
Padre	-28.93*** (7.27)	-0.01* (0.01)			-19.74*** (6.45)	-0.01 (0.01)		
Especificación 2								
Hijos menores a 6 años			-42.03*** (8.24)	-0.04*** (0.01)			-26.11*** (8.52)	-0.03*** (0.01)
Hijos de 6 a 12 años			-42.40*** (8.54)	-0.03*** (0.01)			-30.66*** (7.94)	-0.03*** (0.01)
Hijos de 13 a 18 años			-25.81*** (9.59)	0.00 (0.01)			-13.49 (8.47)	0.01 (0.01)
Hijos de 19 a 24 años			-7.69 (12.26)	0.03** (0.01)			-3.11 (9.74)	0.03** (0.01)
Hijos mayores a 24 años			10.56 (12.95)	0.05*** (0.01)			-5.81 (10.57)	0.04*** (0.01)
Características demográficas								
Sin estudios	-505.10*** (12.00)	-0.56*** (0.02)	-493.35*** (12.21)	-0.54*** (0.02)	-369.90*** (19.10)	-0.50*** (0.02)	-364.74*** (19.24)	-0.49*** (0.02)
Primaria	-516.63*** (9.96)	-0.52*** (0.01)	-510.63*** (10.04)	-0.51*** (0.01)	-417.91*** (9.60)	-0.48*** (0.01)	-415.33*** (9.66)	-0.47*** (0.01)
Secundaria	-453.02*** (8.91)	-0.45*** (0.01)	-450.40*** (8.95)	-0.44*** (0.01)	-409.73*** (6.68)	-0.43*** (0.01)	-408.60*** (6.70)	-0.43*** (0.01)
Experiencia	11.89*** (0.70)	0.01*** (0.00)	11.94*** (0.74)	0.01*** (0.00)	13.36*** (0.78)	0.02*** (0.00)	13.32*** (0.82)	0.01*** (0.00)
Experiencia 2	-0.19*** (0.01)	-0.00*** (0.00)	-0.20*** (0.01)	-0.00*** (0.00)	-0.42*** (0.02)	-0.00*** (0.00)	-0.42*** (0.02)	-0.00*** (0.00)
Otra etnia	28.06*** (6.00)	0.07*** (0.01)	27.41*** (5.99)	0.07*** (0.01)	25.52*** (7.13)	0.07*** (0.01)	25.25*** (7.13)	0.07*** (0.01)
Nunca casado	-49.98*** (10.22)	-0.05*** (0.01)	-55.78*** (10.23)	-0.07*** (0.01)	-40.26*** (10.86)	-0.05*** (0.01)	-43.65*** (10.96)	-0.06*** (0.01)
Divorciado o viudo	-24.78** (9.76)	-0.03*** (0.01)	-28.15*** (9.80)	-0.04*** (0.01)	-30.41*** (9.26)	-0.04*** (0.01)	-32.24*** (9.29)	-0.04*** (0.01)
Rural	-46.23*** (4.60)	-0.08*** (0.01)	-44.84*** (4.61)	-0.08*** (0.01)	-41.33*** (6.46)	-0.08*** (0.01)	-40.66*** (6.46)	-0.08*** (0.01)
Jefa de hogar	65.77*** (7.36)	0.07*** (0.01)	66.77*** (7.36)	0.07*** (0.01)	87.54*** (11.54)	0.08*** (0.01)	87.89*** (11.52)	0.08*** (0.01)
Educación en curso	-114.04*** (15.60)	-0.12*** (0.02)	-113.33*** (15.60)	-0.12*** (0.02)	-95.27*** (15.67)	-0.11*** (0.02)	-95.07*** (15.65)	-0.11*** (0.02)
Características laborales								
Empresa de 10 a 49 trabajadores	70.43*** (6.04)	0.11*** (0.01)	70.03*** (6.05)	0.11*** (0.01)	69.59*** (8.22)	0.11*** (0.01)	69.32*** (8.22)	0.11*** (0.01)
Empresa de 50 a 99 trabajadores	137.96*** (23.38)	0.14*** (0.02)	137.79*** (23.37)	0.14*** (0.02)	134.44*** (16.88)	0.14*** (0.02)	134.41*** (16.87)	0.14*** (0.02)
Empresa más de 100 trabajadores	146.03*** (7.60)	0.17*** (0.01)	146.12*** (7.60)	0.17*** (0.01)	145.24*** (8.52)	0.17*** (0.01)	145.24*** (8.52)	0.17*** (0.01)
Industria	91.51*** (4.71)	0.24*** (0.01)	90.26*** (4.72)	0.24*** (0.01)	92.99*** (7.55)	0.24*** (0.01)	92.23*** (7.56)	0.24*** (0.01)
Servicios	44.14*** (6.65)	0.15*** (0.01)	42.99*** (6.66)	0.15*** (0.01)	42.12*** (8.52)	0.15*** (0.01)	41.48*** (8.53)	0.15*** (0.01)
Sector privado	-86.07*** (10.20)	-0.16*** (0.01)	-85.63*** (10.20)	-0.16*** (0.01)	-79.68*** (7.65)	-0.16*** (0.01)	-79.63*** (7.65)	-0.16*** (0.01)
Afiliación IESS	90.55*** (5.97)	0.20*** (0.01)	90.70*** (5.97)	0.20*** (0.01)	92.02*** (8.08)	0.20*** (0.01)	92.07*** (8.08)	0.20*** (0.01)
Jornada laboral >= 40 horas	81.02*** (6.38)	0.34*** (0.01)	81.27*** (6.40)	0.34*** (0.01)	88.39*** (7.28)	0.34*** (0.01)	88.32*** (7.28)	0.34*** (0.01)
Informal	4.27 (4.20)	-0.11*** (0.01)	5.02 (4.20)	-0.11*** (0.01)	7.13 (8.61)	-0.11*** (0.01)	7.47 (8.61)	-0.11*** (0.01)
Intercepto	586.83*** (17.74)	5.78*** (0.02)	595.95*** (17.87)	5.80*** (0.02)	503.12*** (22.18)	5.74*** (0.02)	509.65*** (22.64)	5.76*** (0.02)
Variables corrección sesgo de selección								
Edad					-0.06*** (0.00)	-0.06*** (0.00)	-0.06*** (0.00)	-0.06*** (0.00)
Hijos menores a 6 años					0.07*** (0.02)	0.07*** (0.02)	0.07*** (0.02)	0.07*** (0.02)
Jefa de hogar					0.15*** (0.03)	0.15*** (0.03)	0.15*** (0.03)	0.15*** (0.03)
Intercepto					3.84*** (0.04)	3.84*** (0.04)	3.84*** (0.04)	3.84*** (0.04)
Lambda					507.51*** (23.11)	502.13*** (0.03)	502.13*** (23.29)	0.21*** (0.03)
Observaciones	40,510	40,510	40,510	40,510	55,608	55,608	55,608	55,608
R-cuadrado	0.302	0.487	0.302	0.488				

Fuente: INEC. ENEMDU acumulada 2018.

Elaboración propia.

La significancia estadística está denotada por niveles de 1% (***) , 5% (**) y 10% (*).

Nota: Las categorías base del modelo son educación superior, mestizo, casado, urbana, empresa ≤ 9 trabajadores, agricultura, sector público y jornada laboral ≤ 40 horas.

ANEXO D. Resultados de las estimaciones. Variable dependiente: horas de trabajo a la semana de mujeres. Poisson.

Variables	Poisson				
	Horas trabajo (1)	Marginal (2)	Horas trabajo (3)	Marginal (4)	
Especificación 1					
Madre	-0.02*** (0.00)	-0.85*** (0.10)			
Especificación 2					
Hijos menores a 6 años			-0.04*** (0.00)	-1.52*** (0.13)	
Hijos de 6 a 12 años			-0.03*** (0.00)	-1.08*** (0.12)	
Hijos de 13 a 18 años			-0.01** (0.00)	-0.33** (0.13)	
Hijos de 19 a 24 años			-0.01*** (0.00)	-0.44*** (0.15)	
Hijos mayores a 24 años			-0.01 (0.00)	-0.22 (0.17)	
Características demográficas					
Sin estudios	0.04*** (0.01)	1.50*** (0.39)	0.05*** (0.01)	1.79*** (0.39)	
Primaria	0.03*** (0.00)	1.26*** (0.14)	0.04*** (0.00)	1.45*** (0.14)	
Secundaria	0.02*** (0.00)	0.92*** (0.10)	0.03*** (0.00)	1.00*** (0.10)	
Experiencia	0.00*** (0.00)	0.06*** (0.01)	0.00* (0.00)	0.02* (0.01)	
Experiencia 2	-0.00*** (0.00)	-0.00*** (0.00)	-0.00*** (0.00)	-0.00*** (0.00)	
Otra etnia	-0.03*** (0.00)	-1.20*** (0.13)	-0.03*** (0.00)	-1.22*** (0.13)	
Nunca casada	0.01* (0.00)	0.34* (0.19)	0.01 (0.00)	0.25 (0.19)	
Divorciada o viuda	0.01*** (0.00)	0.54*** (0.17)	0.01*** (0.00)	0.49*** (0.17)	
Rural	0.00 (0.00)	0.10 (0.12)	0.00 (0.00)	0.13 (0.12)	
Jefa de hogar	0.02*** (0.00)	0.86*** (0.16)	0.02*** (0.00)	0.84*** (0.16)	
Educación en curso	-0.06*** (0.01)	-2.33*** (0.20)	-0.06*** (0.01)	-2.37*** (0.20)	
Características laborales					
Empresa de 10 a 49 trabajadores	0.05*** (0.00)	1.85*** (0.13)	0.05*** (0.00)	1.85*** (0.13)	
Empresa de 50 a 99 trabajadores	0.04*** (0.01)	1.62*** (0.28)	0.04*** (0.01)	1.64*** (0.28)	
Empresa más de 100 trabajadores	0.08*** (0.00)	3.04*** (0.13)	0.08*** (0.00)	3.06*** (0.13)	
Industria	-0.01 (0.01)	-0.23 (0.22)	-0.01 (0.01)	-0.25 (0.22)	
Servicios	-0.05*** (0.01)	-2.02*** (0.21)	-0.05*** (0.01)	-2.06*** (0.21)	
Sector privado	0.01*** (0.00)	0.54*** (0.13)	0.01*** (0.00)	0.54*** (0.13)	
Afiliación IESS	0.06*** (0.00)	2.19*** (0.12)	0.06*** (0.00)	2.17*** (0.12)	
Contrato temporal	-0.05*** (0.00)	-1.76*** (0.10)	-0.05*** (0.00)	-1.75*** (0.10)	
Contrato por horas/obra	-0.27*** (0.01)	-9.42*** (0.19)	-0.27*** (0.01)	-9.41*** (0.19)	
Otro trabajo	0.21*** (0.00)	8.17*** (0.16)	0.21*** (0.00)	8.17*** (0.16)	
Intercepto	3.65*** (0.01)		3.67*** (0.01)		
Observaciones	27,752	27,752	27,752	27,752	
Delta-method					
Constante	Margin 38.45	Std. Err. .037	z 1030.40	P>z 0.000	[95% Conf. Interval] 38.38 38.52

Fuente: INEC. ENEMDU acumulada 2018.

Elaboración propia.

La significancia estadística está denotada por niveles de 1% (***) , 5% (**) y 10% (*).

Nota: Las categorías base del modelo son educación superior, mestizo, casado, urbana, empresa ≤ 9 trabajadores, agricultura, sector público y jornada laboral ≤ 40 horas, contrato indefinido.

ANEXO E. Resultados de las estimaciones. Variable dependiente: horas de trabajo a la semana de hombres. Poisson.

Variables	Poisson				
	Horas trabajo (1)	Marginal (2)	Horas trabajo (3)	Marginal (4)	
Especificación 1					
Padre	0.01*** (0.00)	0.39*** (0.09)			
Especificación 2					
Hijos menores a 6 años			0.02*** (0.00)	0.70*** (0.11)	
Hijos de 6 a 12 años			0.01*** (0.00)	0.39*** (0.11)	
Hijos de 13 a 18 años			0.02*** (0.00)	0.71*** (0.12)	
Hijos de 19 a 24 años			-0.00 (0.00)	-0.16 (0.15)	
Hijos mayores a 24 años			-0.01*** (0.00)	-0.46*** (0.17)	
Características demográficas					
Sin estudios	0.06*** (0.01)	2.63*** (0.27)	0.06*** (0.01)	2.43*** (0.27)	
Primaria	0.07*** (0.00)	2.91*** (0.11)	0.07*** (0.00)	2.81*** (0.11)	
Secundaria	0.06*** (0.00)	2.43*** (0.08)	0.06*** (0.00)	2.38*** (0.08)	
Experiencia	0.00*** (0.00)	0.08*** (0.01)	0.00*** (0.00)	0.08*** (0.01)	
Experiencia 2	-0.00*** (0.00)	-0.00*** (0.00)	-0.00*** (0.00)	-0.00*** (0.00)	
Otra etnia	0.01*** (0.00)	0.33*** (0.09)	0.01*** (0.00)	0.34*** (0.09)	
Nunca casada	-0.04*** (0.00)	-1.64*** (0.14)	-0.04*** (0.00)	-1.54*** (0.15)	
Divorciada o viuda	-0.02*** (0.00)	-0.80*** (0.13)	-0.02*** (0.00)	-0.74*** (0.13)	
Rural	0.01*** (0.00)	0.49*** (0.09)	0.01*** (0.00)	0.47*** (0.09)	
Jefa de hogar	-0.01* (0.00)	-0.26* (0.14)	-0.01** (0.00)	-0.28** (0.14)	
Educación en curso	-0.07*** (0.00)	-2.89*** (0.20)	-0.07*** (0.00)	-2.90*** (0.20)	
Características laborales					
Empresa de 10 a 49 trabajadores	0.02*** (0.00)	0.93*** (0.10)	0.02*** (0.00)	0.94*** (0.10)	
Empresa de 50 a 99 trabajadores	0.03*** (0.01)	1.47*** (0.22)	0.03*** (0.01)	1.48*** (0.22)	
Empresa más de 100 trabajadores	0.04*** (0.00)	1.71*** (0.11)	0.04*** (0.00)	1.71*** (0.11)	
Industria	0.07*** (0.00)	2.91*** (0.10)	0.07*** (0.00)	2.93*** (0.10)	
Servicios	0.04*** (0.00)	1.82*** (0.12)	0.04*** (0.00)	1.84*** (0.12)	
Sector privado	0.07*** (0.00)	3.09*** (0.10)	0.07*** (0.00)	3.07*** (0.10)	
Afiliación IESS	0.03*** (0.00)	1.14*** (0.11)	0.03*** (0.00)	1.14*** (0.11)	
Contrato temporal	-0.02*** (0.00)	-0.80*** (0.09)	-0.02*** (0.00)	-0.81*** (0.09)	
Contrado por horas/obra	-0.14*** (0.00)	-5.96*** (0.12)	-0.14*** (0.00)	-5.97*** (0.12)	
Otro trabajo	0.20*** (0.00)	8.60*** (0.12)	0.20*** (0.00)	8.58*** (0.12)	
Intercepto	3.61*** (0.01)		3.60*** (0.01)		
Observaciones	44,808	44,808	44,808	44,808	
		Delta-method			
Constante	Margin	Std. Err.	z	P>z	[95% Conf. Interval]
	42.88	.031	1382.69	0.000	42.82 42.94

Fuente: INEC. ENEMDU acumulada 2018.

Elaboración propia.

La significancia estadística está denotada por niveles de 1% (***) , 5% (**) y 10% (*).

Nota: Las categorías base del modelo son educación superior, mestizo, casado, urbana, empresa ≤ 9 trabajadores, agricultura, sector público y jornada laboral ≤ 40 horas, contrato indefinido.

ANEXO F. Descomposición Blinder-Oaxaca. Variable dependiente: logaritmo del salario laboral mensual de mujeres y hombres por tenencia de hijos. Corrección de sesgo de Heckman.

Grupo	Sin corrección	Con corrección de sesgo de selección
	In Salario (1)	In Salario (2)
Madres-No madres		
Diferencia salarial		
No madres	6.26*** (0.01)	6.26*** (0.01)
Madres	6.18*** (0.01)	5.89*** (0.03)
Diferencia salarial	0.08*** (0.01)	0.37*** (0.04)
Descomposición		
Explicada	0.03*** (0.01)	0.03*** (0.01)
Maternidad (no explicada)	0.06*** (0.01)	0.34*** (0.03)
Interacción	-0.00 (0.01)	-0.00 (0.01)
Observaciones	22,279	22,279
Padres-No padres		
Diferencia salarial		
No padres	6.14*** (0.01)	6.14*** (0.01)
Padres	6.21*** (0.00)	6.16*** (0.01)
Diferencia salarial	-0.07*** (0.01)	-0.02* (0.01)
Descomposición		
Explicada	-0.08*** (0.01)	-0.10*** (0.01)
Paternidad (no explicada)	0.02*** (0.01)	0.07*** (0.01)
Interacción	-0.01 (0.01)	0.01 (0.01)
Observaciones	40,510	40,510

Fuente: INEC. ENEMDU acumulada 2018.

Elaboración propia.

La significancia estadística está denotada por niveles de 1% (***), 5% (**) y 10% (*).