

# Documentos CEDE

ISSN 1657-7191 edición electrónica

El efecto de la maternidad sobre  
los salarios femeninos

**Liliana Olarte**  
**Ximena Peña**

**18**

JULIO DE 2010

Serie Documentos Cede, 2010-18  
ISSN 1657-7191

Julio de 2010

© 2010, Universidad de los Andes–Facultad de Economía–Cede  
Calle 19A No. 1 – 37, Bloque W.

Bogotá, D. C., Colombia

Teléfonos: 3394949- 3394999, extensiones 2400, 2049, 3233

*infocede@uniandes.edu.co*

*http://economia.uniandes.edu.co*

Ediciones Uniandes

Carrera 1ª Este No. 19 – 27, edificio Aulas 6, A. A. 4976

Bogotá, D. C., Colombia

Teléfonos: 3394949- 3394999, extensión 2133, Fax: extensión 2158

*infeduni@uniandes.edu.co*

Edición, diseño de cubierta, pre prensa y prensa digital:

Proceditor Ltda.

Calle 1ª C No. 27 A – 01

Bogotá, D. C., Colombia

Teléfonos: 2204275, 220 4276, Fax: extensión 102

*proceditor@etb.net.co*

Impreso en Colombia – *Printed in Colombia*

El contenido de la presente publicación se encuentra protegido por las normas internacionales y nacionales vigentes sobre propiedad intelectual, por tanto su utilización, reproducción, comunicación pública, transformación, distribución, alquiler, préstamo público e importación, total o parcial, en todo o en parte, en formato impreso, digital o en cualquier formato conocido o por conocer, se encuentran prohibidos, y sólo serán lícitos en la medida en que se cuente con la autorización previa y expresa por escrito del autor o titular. Las limitaciones y excepciones al Derecho de Autor, sólo serán aplicables en la medida en que se den dentro de los denominados Usos Honrados (Fair use), estén previa y expresamente establecidas; no causen un grave e injustificado perjuicio a los intereses legítimos del autor o titular, y no atenten contra la normal explotación de la obra.

## **EL EFECTO DE LA MATERNIDAD SOBRE LOS SALARIOS FEMENINOS**

Liliana Olarte  
ne-olart@uniandes.edu.co  
Universidad de los Andes

Ximena Peña<sup>1</sup>  
xpena@uniandes.edu.co  
Universidad de los Andes

### **RESUMEN**

El presente trabajo analiza el efecto del número y de la estructura de edades de los hijos sobre los salarios de las mujeres en Colombia. Las madres ganan en promedio 17.6% menos que las no madres. Como no todas las mujeres participan en el mercado laboral, existen potenciales problemas de selección que son corregidos. Los resultados empíricos confirman la existencia de una penalización salarial sustancial por maternidad. Se estima que luego de controlar por variables observables y sesgo de selección, aún persiste una brecha salarial de 9.4% entre madres y no madres; la brecha salarial es más alta cuando los hijos tienen menos de 5 años de edad, 18.4%. Este diferencial salarial se debe en parte a que las madres son empleadas con mayor probabilidad en trabajos de peor calidad que las no madres, donde no se contribuye a salud ni a pensión, y a que ser madre está relacionado con mayores responsabilidades domésticas al interior del hogar.

*Palabras clave:* maternidad, brecha salarial, sesgo de selección, Colombia.

*Clasificación JEL:* J13, J16, J24, C24.

---

<sup>1</sup> Las autoras son, respectivamente, estudiante de la Maestría en Economía y Profesora Asistente de la Facultad de Economía de la Universidad de Los Andes. Agradecemos los valiosos comentarios de Adriana Camacho y Hernando Mutis a versiones previas de este trabajo. Los errores u omisiones son responsabilidad de las autoras.

# THE EFFECT OF MOTHERHOOD ON WAGES IN COLOMBIA

Liliana Olarte  
ne-olart@uniandes.edu.co  
Universidad de los Andes

Ximena Peña<sup>2</sup>  
xpena@uniandes.edu.co  
Universidad de los Andes

## ABSTRACT

This paper analyzes the effect of the number and age structure of children on women's wages in Colombia. On average, mothers earn 17.6% less than non-mothers. Because not all women participate in the labor market, sample selection is a potential issue and is therefore corrected. After controlling for observables and for sample selection, there remains a significant wage gap of 9.4% between mothers and non-mothers. This motherhood wage penalty is higher when children are between 0 and 5 years of age, 18.4%. The gap is partly explained by mothers being more likely to be employed in jobs in the informal sector in which they do not contribute to health and pension, as well as the fact that being a mother substantially increases household responsibilities for women.

*Key words:* motherhood, wage gap, sample selection, Colombia.

*JEL Classification:* J13, J16, J24, C24.

---

<sup>2</sup> The authors are Master's student and Assistant Professor at Universidad de Los Andes, respectively. We are grateful to Adriana Camacho and Hernando Mutis for helpful comments. The usual disclaimer applies.

## 1. INTRODUCCIÓN

La penalización salarial por maternidad, o brecha familiar, es una de las causas frecuentemente citadas como explicación de la desigualdad de género. Esto se debe a que la mayor parte de la crianza de los hijos recae en las mujeres, y por ende cualquier costo asociado a ser madre que no sea experimentado por un padre puede potencialmente afectar los retornos relativos en el mercado laboral.

En este trabajo queremos estudiar si existe una penalización salarial por maternidad o ‘brecha familiar’ en Colombia. Para aislar los potenciales efectos de diferencias no observables en las encuestas entre hombres y mujeres, o de discriminación, comparamos a las madres con las no madres. En Colombia, de acuerdo a la información contenida en la encuesta de Calidad de Vida (2008), alrededor del 69% de las mujeres entre 18 y 65 años que habitan en zonas urbanas son madres, y de este último grupo alrededor de la mitad trabajan. No obstante, estas madres trabajadoras ganan en promedio menores salarios por hora que las mujeres que trabajan pero no tienen hijos: en la muestra<sup>3</sup> utilizada, el logaritmo del salario por hora promedio de las madres trabajadoras es 7.85 y de las mujeres sin hijos es de 8.03.

Las madres pueden devengar menores salarios que las demás mujeres porque el hecho de tener hijos puede inducirlos a perder experiencia laboral, a ser menos productivas en el trabajo, a buscar y elegir empleos caracterizados por permitir horarios flexibles en lugar de altas remuneraciones, a ser sujeto de discriminación por parte de los empleadores en el

---

<sup>3</sup> Ver la sección de los datos y estadísticas descriptivas para obtener una descripción detallada de la muestra.

momento de la contratación, a obtener menores salarios como compensación a los costos de las licencias por maternidad, y la disminución en la productividad laboral producto de tener que velar simultáneamente por el trabajo y los hijos, entre otros (Budig & England (2001); Molina & Montuenga (2008)).

El presente trabajo busca analizar el impacto de los hijos sobre los salarios de las mujeres en Colombia, tomando como base la información contenida en la Encuesta Nacional de Calidad de Vida 2008. Para llevar a cabo lo anterior, se utilizan derivaciones de la ecuación salarial de Mincer (1974) complementadas por la técnica de descomposición Blinder-Oaxaca. Debido a que las características de las mujeres que trabajan y de aquellas que no lo hacen son diferentes, existen problemas de selección que se corrigen utilizando la metodología propuesta por Heckman (1979).

Además de analizar el efecto del número de hijos sobre los salarios, se analiza el efecto de la composición de las edades, para indagar si la penalización salarial se debe a los hijos que están en edades de mayor dependencia, o si esta penalización es independiente de la edad de estos. También se indaga sobre algunas de las posibles causas de la existencia de esta brecha; en particular analizamos si la brecha se debe a la mayor flexibilidad laboral que buscan las madres y que les permitiría conjugar su rol laboral con su rol familiar, si la brecha se debe a que las mujeres adquieren una mayor carga responsabilidades en el hogar cuando pasan a ser madres, o si los menores salarios se dan como compensación a los costos por las licencias de maternidad.

Existe una penalización salarial por maternidad debido a la presencia de hijos. Pese a incluir diferentes controles socio-demográficos y a corregir por sesgo de selección, aún persiste una significativa brecha familiar de alrededor de 9.4%. La brecha es mayor para mujeres con niños entre 0 y 5 años de edad: 18.4%. Estos resultados ubican a Colombia en un lugar cercano a países como Reino Unido, Australia, Alemania y Estados Unidos (Harkness & Waldfogel, 2003).

Encontramos evidencia de que ser madre impacta de manera positiva la probabilidad de trabajar en lugares de baja calidad como en la calle, en un puesto ambulante o en un kiosko. También se encuentra que las madres exhiben una menor probabilidad de tener trabajos en los cuales contribuyan a una pensión y a salud. Los resultados anteriores implicarían que las madres en general tienen una mayor probabilidad de emplearse en trabajos de índole informal donde no tienen acceso a licencias de maternidad remuneradas. Además encontramos que, incluso controlando por estado civil y otras variables explicativas, ser madre aumenta la probabilidad de ocuparse de oficios del hogar pese a trabajar. Es importante subrayar que el efecto de estos resultados es más pronunciado para madres con hijos entre los 0 y los 5 años, lo cual podría explicar la razón detrás de la mayor penalización que estas experimentan.

El estudio de los determinantes de la penalización salarial por maternidad resulta relevante en la formulación de políticas. La existencia de la brecha por la tenencia de hijos genera desincentivos para las mujeres que son madres o buscan serlo, pues con similares características de mercado laboral a las mujeres sin hijos devengarán un menor salario en su

ciclo productivo, y también obtendrán una menor pensión privada en el futuro que estas últimas.

El presente artículo está organizado de la siguiente manera. En la sección 2 se describen las principales contribuciones al tema halladas en la literatura internacional, en la sección 3 se describen los datos a utilizar y se muestran algunas estadísticas descriptivas y en la sección 4 se detalla la metodología utilizada y se explican las especificaciones de los distintos modelos estimados. Posteriormente, en la sección 5 se presenta evidencia de que las madres que trabajan son peor pagas que las no-madres y se exploran de manera empírica algunas explicaciones potenciales de por qué la maternidad puede estar asociada a salarios más bajos. Finalmente en la sección 6 se realizan las conclusiones.

## **2. REVISIÓN DE LA LITERATURA**

Los estudios pioneros del impacto de la maternidad sobre los salarios (por ejemplo Mincer (1974) y Becker (1985)) sugerían que las diferencias en experiencia laboral, debido a que las madres se dedicaban a la crianza de los hijos, explicaban la brecha salarial entre las madres y no madres. Esta aseveración ha sido confirmada por diversos estudios (ver, por ejemplo, Hill (1979)). Sin embargo, estudios más recientes encuentran que si bien controlar por la experiencia laboral eliminaba buena parte de los efectos sobre los salarios producidos por los hijos, la brecha familiar prevalecía (Jacobsen & Levin (1995), Korenman y Neumark (1992) y Waldfogel (1995) para Estados Unidos, Baxter (1992) para Australia y Joshi & Newell (1989) para el Reino Unido). La literatura ha considerado, entonces, explicaciones alternativas. Las madres pueden devengar menores salarios que las demás



mujeres porque el hecho de tener hijos puede inducir las a ser menos productivas en el trabajo, a buscar y elegir empleos caracterizados por permitir horarios flexibles en lugar de altas remuneraciones, a ser sujeto de discriminación por parte de los empleadores en el momento de la contratación, a obtener menores salarios como compensación a los costos de las licencias por maternidad, y la disminución en la productividad laboral producto de tener que velar simultáneamente por el trabajo y los hijos, entre otros (Budig & England (2001); Molina & Montuenga (2008)).

Existe una nutrida literatura acerca de la brecha salarial por maternidad, especialmente internacional. Resulta difícil hacer una comparación entre los estudios existentes pues los modelos especificados, el tipo de datos utilizados y los métodos de estimación empleados varían mucho de estudio a estudio. Sin embargo, hay algunos artículos que han intentado emplear la misma metodología entre países, controlando por sesgo de selección, como el de Harkness & Waldfogel (2003), para 7 países desarrollados y el de Todd (2001), para 5 países industrializados. En resumen<sup>4</sup>, el Reino Unido y Australia son los países con mayores pérdidas en salario para las madres, con penalizaciones de 25.5% y 12%, respectivamente, para dos hijos, seguidos por Estados Unidos y Alemania con penalizaciones 10.5% y 10.7%. En la parte inferior de la lista se encuentran las penalizaciones para Canadá, Finlandia y Suecia con magnitudes inferiores al 5% (Harkness & Waldfogel, 2003).

---

<sup>4</sup> Debido a que se pretende realizar una comparación entre los resultados aquí obtenidos y los resultados internacionales, se presentarán los resultados estimados internacionalmente para cortes transversales de un año y que incluyen corrección por sesgo de selección, pues son los que más se asemejan al estudio del presente artículo.

Para América Latina, Piras & Ripani (2005) estiman la brecha familiar para Bolivia, Brasil, Ecuador y Perú, sin corregir por sesgo de selección. Los resultados muestran que en Perú existe una penalización salarial de alrededor de 11% por la presencia de un hijo, mientras que en Brasil, por el contrario, existe un *premium* de 8.1% por la presencia de dos o más hijos. En cuanto a Ecuador y Bolivia, las autoras encuentran que la brecha familiar no es estadísticamente significativa; concluyen entonces que los resultados para Latinoamérica, en contraposición con los resultados para países desarrollados, no muestran un claro impacto de la maternidad sobre los salarios.

Para el caso colombiano, Gutiérrez (2008) utiliza los datos de la Encuesta Nacional de Calidad de Vida 2003 tanto para sector urbano como rural y estima el efecto del número total de hijos sobre los salarios. A diferencia de la literatura internacional, la variable correspondiente al número de hijos se instrumenta con la educación de los padres por considerarla endógena. Sus resultados usando variables instrumentales sugieren que la brecha familiar es un sorprendente 51%; cuando además corrige por sesgo de selección, la brecha aumenta a 65,9%. Los instrumentos elegidos están correlacionados con otras variables de interés como la educación propia, y por tanto los resultados tan extremos pueden ser producto de este sesgo.

El presente trabajo contribuye a la literatura en varias dimensiones. Por un lado, reúne las diversas especificaciones propuestas en la literatura, incluyendo el ajuste por sesgo de selección, lo que permite la comparabilidad de los resultados. Al usar la descomposición de Blinder-Oaxaca, vemos que la porción no explicada de la brecha se mantiene relativamente estable, independientemente del conjunto de variables de control utilizado. Analizamos,

además, algunas de las posibles causas del diferencial salarial entre madres y no madres lo que permite entender mejor los canales a través de los cuales se genera la brecha familiar.

### 3. DATOS Y ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS

Utilizamos la Encuesta Nacional de Calidad de Vida 2008 (ECV 2008), que es una encuesta de corte transversal llevada a cabo a 14.000 hogares aprox. por el Departamento Nacional de Estadística (DANE). Esta encuesta recolecta información sobre características demográficas, socioeconómicas y condiciones de vida de los colombianos como: género, edad, parentesco, estado civil, salud, cuidado de niños y niñas menores de 5 años, fuerza de trabajo, tenencia y financiación de vivienda, características físicas de la vivienda y acceso a servicios públicos.

**Tabla 1 : Selección de Muestra para Mujeres**

	No. de observaciones	No. de observaciones con ponderadores
Muestra Total	49,112	42,771,770
Mujeres	25,378	21,684,902
que habitan en zonas urbanas, 12+ años	11,912	13,374,916
Entre 18-65 años	9,063	10,297,523
que trabajan 1 hora o más remuneradamente,	4,918	5,561,929
reportan salario	4,641	5,256,486
y devengan más de un dólar por día	4,231	4,779,704

El análisis se centrará en la población urbana<sup>5</sup>, la cual representa alrededor del 78% de la población en Colombia según el Censo 2005, aunque dado el diseño de la encuesta, en la muestra esta población representa el 85% de los datos ponderados. Se restringe el análisis a la población urbana pues los mercados laborales y las condiciones educativas en los sectores rural y urbano son bastante diferentes y unificarlas puede producir sesgos en los resultados. Por otra parte, y dado que el énfasis del análisis son las mujeres y el efecto que tienen sus hijos sobre los salarios, la muestra se restringe a la población femenina con y sin hijos; según datos del Censo del 2005 este grupo representa alrededor del 51.4% de la población total en Colombia.

La muestra comprendida en la encuesta contiene 25,378 observaciones correspondientes a mujeres, que equivalen a 21,684,902 utilizando factores de ponderación. De este total, se retiran las observaciones de mujeres que habitan en el sector rural y de mujeres menores de 18 años y mayores de 65 años, con lo cual la muestra queda reducida a 10,297,523 observaciones ponderadas. De este total de observaciones, el 54% trabaja por una hora o más de manera remunerada, es decir 5,561,929 mujeres (Ver Tabla 1). Del conjunto de mujeres empleadas, debieron retirarse aquellas que no reportan salario y aquellas que devengan menos de un dólar por día para evitar problemas asociados con los valores extremos con lo cual la muestra queda reducida a 4,779,704 mujeres.

En la Tabla 2 se muestran algunas estadísticas descriptivas para el grupo de mujeres que trabajan y aquellas que no lo hacen. Hay diferencias estadísticamente significativas en

---

<sup>5</sup> Eliminar el conjunto rural de datos de la muestra no representa ningún problema pues la encuesta utilizada es representativa tanto a nivel urbano como rural separadamente.

varias características reportadas, lo cual implica que la entrada de las mujeres el mercado laboral es auto-seleccionada. Las mujeres que trabajan son menores, tienen menos hijos en promedio, menores ingresos no salariales, y son más educadas. Las proporciones de mujeres que viven con una pareja y que son jefes de hogar son mayores para las mujeres que trabajan.

**Tabla 2. Estadísticas Descriptivas: Mujeres 18-65 años, empleadas vs. no empleadas**

	<b>Mujeres que Trabajan</b>	<b>Mujeres que no trabajan</b>	<b>Estadístico Wald</b>
<b>Edad</b>	37.52 (0.21)	38.23 (0.27)	**
<b>Educación (%)</b>			
Primaria incompleta	10%	20%	***
Primaria completa	27%	37%	***
Secundaria completa	46%	39%	***
Universitaria completa	17%	4%	***
<b>Estructura del hogar</b>			
Viven con una pareja	52%	61%	***
Jefes de Hogar	29%	18%	***
<b>Número de hijos</b>	1.86 (0.02)	1.92 (0.02)	*
1 hijo (%)	43%	43%	-
2 hijos (%)	36%	33%	*
3 o más hijos (%)	21%	24%	**
<b>Composición de los hijos (%)</b>			
0-5 años	31%	38%	***
6-10 años	34%	30%	**
11-18 años	50%	37%	***
<b>Ingresos</b>			
Log Ingreso No Salarial	12.92 (0.06)	13.27 (0.05)	***
Log Otros Ingresos Familiares	13.84 (0.02)	13.85 (0.02)	-
<b>No. de observaciones</b>	<b>4,231</b>	<b>4,145</b>	
<b>No. de observaciones ponderadas</b>	<b>4,779,704</b>	<b>4,735,593</b>	

+ Los errores estándar se encuentran señalados en paréntesis

\*\*\*Significativo al 99%, \*\*Significativo al 95%, \*Significativo al 90%

La Tabla 3 presenta estadísticas descriptivas desagregadas, además, por maternidad. Las madres que trabajan son mayores, menos educadas, viven más en pareja y son con mayor frecuencia el jefe del hogar versus las no-madres. En cuanto a las características laborales, las mujeres que trabajan y son madres obtienen menores salarios por hora y trabajan en mayores proporciones en trabajos cuyas jornadas son de menos de 40 horas semanales al compararlas con las mujeres que trabajan pero no tienen hijos.

Las mujeres con hijos y que trabajan se emplean con mayor frecuencia en empleos donde ellas son su propio empleador, o donde están a cargo de un negocio/empresa siendo el empleador principal y por el contrario, trabajan en una menor proporción en la empresa privada. También tienden a emplearse en mayor proporción en empleos más informales, (por ejemplo, en empresas de menos de 10 empleados, en empleos que les permiten auto-emplearse como no profesionales, y en trabajos donde no se cotiza para pensión y salud).

La maternidad parece estar asociada a mayores responsabilidades en el hogar tanto para las mujeres que trabajan como para las que no lo hacen. Las madres tienen mayores responsabilidades en el hogar versus las no madres pese a trabajar: las madres que trabajan y ocupan la mayor parte de su tiempo realizando oficios del hogar<sup>6</sup> son más del doble de las mujeres que trabajan pero no tienen hijos (10% vs. 4%). El 88% de las madres que no trabajan ocupan la mayor parte de su tiempo en oficios del hogar.

---

<sup>6</sup> Las estadísticas presentadas corresponden a las mujeres que se clasificaron dentro de la cuarta opción de la siguiente pregunta: ¿En qué actividad ocupó la mayor parte del tiempo la semana pasada? (1=trabajando, 2=buscando trabajo, 3=estudiando, 4=haciendo oficios del hogar, 5=incapacitado permanente para trabajar, 6=otros).

**Tabla 3. Estadísticas Descriptivas: Mujeres 18-65 años, madres vs. no madres**

	Mujeres que trabajan		Estad. Wald	Mujeres que no trabajan		Estad. Wald
	Madres	No madres		Madres	No madres	
<b>Log Salario por hora</b>	7.85 (0.02)	8.03 (0.03)	***			
<b>Edad</b>	39.65 (0.30)	34.99 (0.56)	***	38.95 (0.22)	34.30 (0.43)	
<b>Educación</b>						
Primaria incompleta	11%	7%	***	21%	17%	***
Primaria completa	31%	17%	***	42%	26%	***
Secundaria completa	42%	55%	***	33%	52%	***
Universitaria completa	15%	22%	***	4%	6%	**
<b>Estructura del hogar (%)</b>						
Viven con una pareja	62%	28%	***	74%	30%	***
Jefe de hogar	32%	23%	***	19%	14%	***
<b>Tipo de empleo (%)</b>						
Empleadora	2%	1%	*			
Auto-empleada	35%	24%	***			
Empleada privada	45%	56%	***			
Empleada pública	9%	10%	-			
Empleada doméstica	9%	8%	-			
<b>Jornada laboral (%)</b>						
<Tiempo completo	27%	24%	**			
Tiempo completo	42%	48%	***			
Tiempo completo+	31%	28%	-			
<b>Formalidad (%)</b>						
Trabaja con <10 empleados	61%	52%	***			
Es cuenta propia no profesional	34%	21%	***			
Afiliada a salud (cualquier régimen)	92%	90%	*			
Afiliada a pensión	41%	52%	***			
<b>Lugar de trabajo</b>						
Residencia personal	16%	14%	-			
Calle/Kiosko/Deambulante	9%	6%	***			
Local de una empresa	50%	61%	***			
<b>Ocupan la mayor parte de su tiempo haciendo oficios del hogar</b>	10%	4%	***	88%	50%	***
<b>No. Observaciones</b>	<b>2,914</b>	<b>1,317</b>		<b>2,855</b>	<b>1,290</b>	
<b>Pesos</b>	<b>3,311,692</b>	<b>1,468,012</b>		<b>3,293,647</b>	<b>1,441,946</b>	

+ Los errores estándar se encuentran señalados en paréntesis.

\*\*\*Significativo al 99%, \*\*Significativo al 95%, \*Significativo al 90%

## 4. METODOLOGÍA

### Métodos de regresión

En primera instancia, se utilizaron modelos de regresión estimados mediante mínimos cuadrados ordinarios para analizar los datos de corte transversal contenidos en la ECV 2008. Utilizando el modelo tradicional de capital humano (Mincer, 1974), la ecuación salarial a estimar toma la siguiente forma:

$$\ln W_i = \alpha + \beta (\text{Hijos})_i + \delta X_{1i} + \gamma X_{2i} + \phi X_{3i} + \varepsilon_i \quad (1)$$

donde la variable dependiente es el logaritmo de salario por hora,  $X_{1i}$  está compuesto por variables asociadas al capital humano (educación y experiencia),  $X_{2i}$  a la estructura del hogar (estado civil, jefatura del hogar),  $X_{3i}$  a características demográficas (región), y  $X_{4i}$  a características laborales (tipo de empleo, tamaño de la firma, afiliación a seguridad social, jornada laboral, lugar de trabajo).

Diversas especificaciones se han utilizado en la literatura internacional para intentar medir el impacto que tienen los hijos sobre los salarios de las madres. Algunos autores han utilizado una o más variables dicótomas que indican la presencia de uno o más hijos, mientras otros han especificado la existencia de hijos como un número. En aras de hacer este estudio comparable a los que se han hecho, se mostrarán las especificaciones más utilizadas en dichos estudios: (i) dummy de presencia de hijos; (ii) dummies para las



categorías uno, dos y tres o más hijos; (iii) el número total de hijos; y (iv) el número total de hijos por rangos de edad (0-5, 6-11 y 12-18 años).

Dado que las mujeres que trabajan y no trabajan difieren de maneras que observamos y otras que no observamos, los coeficientes de la ecuación (1) estarían capturando también esas diferencias no observadas. Por tanto, debemos controlar por ese sesgo. Suponga que las mujeres comparan alternativas de trabajar o no, y deciden trabajar si el salario que reciben está por encima del salario de reserva o el ‘precio sombra’ del ocio. Este salario de reserva depende de variables como el ingreso del cónyuge, el ingreso de otros miembros del hogar, los activos, la propiedad sobre la vivienda, entre otros, y afecta las preferencias de las mujeres acerca de la deseabilidad de entrar al el mercado laboral.

$$E_i^* = z_i' \gamma + u_i \quad u_i \sim N(0,1) \quad (2)$$

La decisión de trabajar es posible modelarla a través de una ecuación llamada “Ecuación de Selección” (2) donde  $E_i^*$  puede entenderse como una variable que mide el “deseo” de la mujer de unirse al mercado laboral. Así pues, se puede catalogar a  $E_i^*$  como una variable latente a partir de la cual sólo es posible observar una variable indicadora del empleo definida como  $E = 1$  si  $E_i^* > 0$  y como  $E = 0$  en caso contrario.

Dado a que la ecuación salarial descrita en (1) no contempla la información sobre la participación de la mujer contenida en (2), se genera un problema de sesgo sobre los coeficientes  $\beta$  porque el error en la ecuación (1) está correlacionado con el componente no observable de la ecuación de selección  $u_i$ .

Para corregir esta situación, se estima el procedimiento propuesto por Heckman (1979) (también llamado modelo Heckit), que consiste en un estimador en dos etapas. En la primera etapa se estima la probabilidad de que el error esté por encima del límite  $\Pr(u_i > -z_i'\gamma)$ . Dado que se asume que  $u_i$  se distribuye normal, el cálculo mencionado equivale a correr un modelo probit con  $E_i$  como variable dependiente y a  $Z$  como el conjunto de variables independientes.

Para poder llevar a cabo esta estimación se requiere que  $Z$  contenga una variable que incida en la probabilidad de participación pero no en la productividad (salario). Para el presente estudio, se especificaron cuatro variables que cumplen con esta condición: los ingresos no salariales, los ingresos de otros miembros del hogar, y si algún miembro del hogar posee título de propiedad sobre la vivienda. Adjunto a estas variables mencionadas, se incluyeron los mismos regresores contenidos en el vector  $x_i'$  (experiencia, educación, estado marital, jefe de hogar, etc.).

$$\lambda_i = \frac{\phi(z_i'\gamma)}{\Phi(z_i'\gamma)} \quad (4)$$

$$\begin{aligned} E[w_i|E_i^* > 0] &= E[w_i|u_i > -z_i'\gamma] = x_i'\beta + E[e_i|u_i > -z_i'\gamma] \\ &= x_i'\beta + (\rho \cdot \sigma_e)\lambda_i + v_i \end{aligned} \quad (5)$$

La estimación de esta primera etapa permite obtener estimadores consistentes para  $\gamma$  que luego son utilizados para estimar la variable  $\lambda$ , también conocida como el inverso de la función de Mills (4), que representa la razón entre la función de densidad de probabilidad

$(\phi)$  sobre la función de distribución acumulada  $(\Phi)$  de la distribución normal evaluada en los parámetros estimados a partir del modelo probit  $(z_i'\hat{\gamma})$ . En la segunda etapa, descrita en la ecuación (5),  $\lambda$  es incluida como un regresor en (1) lo que permite estimar  $x$  de una manera consistente a través de mínimos cuadrados ordinarios. Los coeficientes resultantes de la estimación de (5) corrigen el sesgo de selección.

### **La descomposición Blinder-Oaxaca**

Tomando como base el modelo lineal descrito en (1):

$$\ln W_i = X_i'\beta_i, \quad i \in \{A, B\}$$

Sea A el grupo de mujeres sin hijos, y B el grupo de mujeres con hijos. La pregunta que surge es cuánto del diferencial salarial promedio  $R = E(\ln W_A) - E(\ln W_B)$  está explicado por diferencias en las características observables entre los dos grupos. Este diferencial salarial promedio puede ser expresado como la diferencia de la predicción lineal en la media específica de cada grupo de regresores. Es decir:

$$R = E(X_A)'\beta_A - E(X_B)'\beta_B$$

No obstante, sumando y restando el término  $E(X_B)'\beta_A$ , esta diferencia puede descomponerse en pos de identificar la fracción de esta brecha que está determinada por características observables, y la parte de la brecha que está dada por no observables y/o discriminación:

$$R = (E(X_A)' - E(X_B)')\beta_A + E(X_B)'(\beta_A - \beta_B)$$

El primer término es la parte de la brecha salarial que está “explicada” por las diferencias de grupo en las variables observables (educación, experiencia, entre otras) y el segundo es la parte “no explicada”, que puede atribuírsele a variables no observables o incluso a la discriminación.

## **5. RESULTADOS**

La Tabla 4 presenta el efecto de la maternidad sobre los salarios, controlando por diferentes conjuntos de características observables. Se utilizaron 4 grupos de controles que se incorporaron de manera acumulativa: capital humano (Columna 1), características del hogar (Columna 2), región de vivienda (Columna 3), y características laborales (Columna 4). La existencia de hijos se mide utilizando varias especificaciones; presencia de hijos (Especificación 1), número de hijos (Especificación 2), presencia de hijos expresada mediante tres variables dicótomas que representan uno, dos y tres o más hijos, respectivamente, (Especificación 3) y número de hijos por rangos de edad (Especificación 4). Estas especificaciones se presentan en filas. Sólo se presentarán los resultados obtenidos para la variable de interés (los hijos), la totalidad de los resultados correspondientes a las variables de control se encuentran contenidos en las Tablas 9-12 de los Anexos<sup>7</sup>.

---

<sup>7</sup> Las variables explicativas incluidas que resultaron ser significativas tienen los signos esperados. En particular se encontró que la educación tiene un efecto monotónico sobre los salarios, puesto que menores niveles de la misma afectan negativamente los salarios, mientras que mayores niveles tienden a generar un efecto positivo.

**Tabla 4. Ecuación salarial para mujeres, 2008**  
**Mínimos Cuadrados Ordinarios**  
**Variable Dependiente: Logaritmo del salario por hora**

	(1)	(2)	(3)	(4)
<b>Especificación 1</b>				
Presencia de hijos	-0.059*	-0.090***	-0.079**	-0.077**
	(0.033)	(0.035)	(0.034)	(0.032)
R cuadrado	0.371	0.375	0.399	0.520
<b>Especificación 2</b>				
Número de hijos	-0.018	-0.028**	-0.018	-0.014
	(0.013)	(0.014)	(0.014)	(0.012)
R cuadrado	0.371	0.374	0.398	0.520
<b>Especificación 3</b>				
Presencia de un hijo	-0.046	-0.074*	-0.067*	-0.077**
	(0.038)	(0.039)	(0.038)	(0.035)
Presencia de dos hijos	-0.076*	-0.113***	-0.106***	-0.082**
	(0.040)	(0.04)	(0.040)	(0.037)
Presencia de tres o más hijos	-0.064	-0.103**	-0.065	-0.066
	(0.050)	(0.052)	(0.051)	(0.046)
R cuadrado	0.371	0.375	0.399	0.520
<b>Especificación 4</b>				
Hijos 0-5 años	-0.138***	-0.166***	-0.141***	-0.098***
	(0.036)	(0.037)	(0.036)	(0.032)
Hijos 6-10 años	0.002	-0.010	0.005	-0.007
	(0.033)	(0.033)	(0.032)	(0.029)
Hijos 11-18 años	-0.068**	-0.086***	-0.074**	-0.041
	(0.033)	(0.033)	(0.033)	(0.030)
R cuadrado	0.374	0.379	0.402	0.521
<b>Número de observaciones</b>	<b>4,231</b>	<b>4,231</b>	<b>4,231</b>	<b>4,231</b>
<b>Controles utilizados</b>				
Capital humano	Si	Si	Si	Si
Características del hogar	-	Si	Si	Si
Región	-	-	Si	Si
Laborales	-	-	-	Si

+Los errores estándar se encuentran señalados en paréntesis

\*\*\*Significativo al 99%, \*\*Significativo al 95%, \*Significativo al 90%

Nota: ver resultados con la totalidad de los controles en Tablas 9-12 en los Anexos.

La especificación preferida es la presentada en la Columna 3, esta utiliza el conjunto de controles más similar a los utilizados en la literatura internacional (capital humano, variables del hogar y ubicación geográfica). Los resultados presentados en las demás columnas son ejercicios de robustez. A partir de estos resultados es posible extraer tres conclusiones importantes: primero, el capital humano, así como los distintos controles incluidos son insuficientes para explicar el diferencial salarial entre madres y no madres, segundo, la presencia de hijos en general implica una penalización salarial de 7.9% aproximadamente<sup>8</sup>, y tercero, esta penalización se incrementa a 14.1% cuando los hijos tienen entre 0 y 5 años.

¿Cuánto de la brecha salarial por maternidad puede ser explicada por las diferencias existentes en las características observables? Luego de llevar a cabo los ejercicios de regresión, los resultados de la Tabla 4 muestran que de la brecha original de 17.6%, al controlar por capital humano, características del hogar, factores demográficos y variables laborales, aún permanecen 7.7 puntos porcentuales generados por variables no observables asociadas a la existencia de hijos.

**Tabla 5. Descomposición Blinder-Oaxaca**

	<b>Capital Humano</b>	<b>+ Variables del hogar</b>	<b>+Región</b>	<b>+Variables Laborales</b>
<b>Explicada</b>	0.117	0.086	0.097	0.099
<b>No-explicada</b>	0.059	0.090	0.079	0.077
<b>Total</b>	0.176	0.176	0.176	0.176

<sup>8</sup> Si bien la magnitud de la penalización oscila entre 6% y 9% de acuerdo a los distintos controles utilizados, las diferencias entre estos coeficientes no son estadísticamente significativas para la mayoría de los casos. Los ejercicios que muestran este resultado están disponibles a solicitud del lector.

Los resultados de la descomposición de Blinder-Oaxaca se presentan en la Tabla 5 y muestran los efectos de controlar por diferentes combinaciones de variables observables sobre la porción no explicada de la brecha. En la primera columna se controla únicamente por las características de capital humano. En la segunda, se controla por capital humano y características del hogar. De esta manera, se van añadiendo controles de manera acumulativa. Al controlar por características asociadas al capital humano (experiencia y educación) la parte no explicada de la brecha fue de 5.9 puntos porcentuales, pero cuando se añadieron características del hogar al conjunto previo de características, la parte no explicada aumentó de 5.9 a 9 puntos porcentuales. La adición de variables demográficas asociadas a la región de vivienda redujo ligeramente la parte no explicada en 1 punto porcentual aproximadamente mientras que la adición de variables laborales volvió a aumentar el tamaño de la brecha no explicada a 7.7 puntos porcentuales. Así, la porción no explicada de la brecha se mantiene relativamente estable, independientemente del conjunto de controles usados. La magnitud de la parte “no explicada” de la brecha es la misma magnitud del coeficiente asociado a la presencia de hijos en las regresiones de la Tabla 4 (Especificación 1) lo cual confirma que este coeficiente está capturando la parte no explicada de la brecha salarial entre madres y no madres.

Los resultados hasta ahora obtenidos pueden estar sesgados pues como se dijo anteriormente, el grupo de mujeres que trabaja es diferente del que no trabaja. Para corregir dicho problema se empleó la corrección de sesgo de selección desarrollada por Heckman (1979). La Tabla 6 muestra los resultados luego de corregir por sesgo de selección, utilizando las mismas especificaciones para los hijos utilizadas en la Tabla 4 (presentados en filas) y tres grupos de controles incorporados de manera acumulativa,

presentados en las columnas (1)-(3). A diferencia de los resultados de la Tabla 4, esta vez entre el grupo de controles no se incluyeron las características laborales (por ejemplo, formalidad) puesto que harían imposible la estimación del modelo Heckit a causa de las observaciones faltantes para las mujeres que no trabajan.

**Tabla 6. Ecuación salarial para mujeres (corrigiendo por sesgo de selección), 2008**  
**Máxima Verosimilitud**

<b>Variable Dependiente: Logaritmo del salario por hora</b>			
	<b>(1)</b>	<b>(2)</b>	<b>(3)</b>
<b>Especificación 1</b>			
Presencia de hijos	-0.091*** (0.035)	-0.105*** (0.036)	-0.094*** (0.036)
<b>Especificación 2</b>			
Número de hijos	-0.033** (0.014)	-0.036** (0.015)	-0.026* (0.014)
<b>Especificación 3</b>			
Presencia de un hijo	-0.072* (0.039)	-0.086** (0.040)	-0.080** (0.039)
Presencia de dos hijos	-0.111*** (0.042)	-0.125*** (0.043)	-0.120*** (0.042)
Presencia de tres o más hijos	-0.114** (0.053)	-0.130** (0.054)	-0.090* (0.053)
<b>Especificación 4</b>			
Hijos 0-5 años	-0.198*** (0.040)	-0.209*** (0.039)	-0.184*** (0.038)
Hijos 6-10 años	-0.018 (0.035)	-0.020 (0.035)	-0.006 (0.034)
Hijos 11-18 años	-0.049 (0.035)	-0.061* (0.036)	-0.047 (0.036)
<b>Número de observaciones</b>	<b>8,376</b>	<b>8,376</b>	<b>8,376</b>
<b>Controles utilizados</b>			
Capital humano	Si	Si	Si
Características del hogar	-	Si	Si
Región	-	-	Si

+Los errores estándar se encuentran señalados en paréntesis

\*\*\*Significativo al 99%, \*\*Significativo al 95%, \*Significativo al 90%

Nota: los resultados completos con la totalidad de los controles se muestran en las Tablas 9-12 en los Anexos.



De nuevo, la especificación preferida es la presentada en la columna 3, para hacer comparables nuestros resultados con la literatura internacional. Los resultados indican que luego de corregir por selección, la brecha por maternidad aumenta a 9.4% (Especificación 1) pero sin que este aumento sea estadísticamente significativo (Ver Tabla 8 en los Anexos). Sin embargo, el tamaño de la brecha sí cambió de manera significativa para las madres con hijos en edades entre los 0 y 5 años (Especificación 4): pasó de ser 14.1% bajo una estimación por M.C.O a 18.4% luego de corregir por sesgo de selección (Ver Tabla 8 en los Anexos).

Harkness & Waldfogel (2003) estiman el impacto de los hijos sobre los salarios de las mujeres empleando la edad, la experiencia, la raza y la región de residencia como controles, especificando a los hijos mediante tres variables dicótomas que representan la presencia de uno, dos o tres o más hijos, respectivamente, y corrigiendo por sesgo de selección. Nuestros resultados, para una especificación similar a la anterior, indican una penalización salarial de 12% por la presencia de dos hijos (Ver la Especificación 3, columna 3 en la Tabla 6), con lo cual Colombia se ubicaría en el grupo de países compuesto por Reino Unido, Australia, Alemania y Estados Unidos para los cuales la penalización salarial para dos hijos es de 25.5%, 12%, 10.7% y 10.5%, respectivamente, y bastante lejos de países como Canadá, Finlandia y Suecia, para los cuales la penalización salarial correspondiente a dos hijos se encuentra en valores inferiores al 5%.

La magnitud de la porción no explicada de la brecha después de controlar por las variables observables es considerable (9.4%). Para ponerla en perspectiva, la brecha por género<sup>9</sup> en Colombia es de 17.9% de acuerdo a Hoyos, Ñopo y Peña (2010). Esta cifra también es alta si tenemos en cuenta que Colombia es generalmente visto como un país igualitario y que ha avanzado mucho en materia de legislación protectora hacia las madres.

¿Qué genera la brecha familiar? En la sección introductoria se mencionó que la literatura ha propuesto diferentes explicaciones como la pérdida de educación, de experiencia laboral, la elección de empleos flexibles (ej. trabajos de medio tiempo), la discriminación por parte de los empleadores en el momento de la contratación, la compensación de los costos de las licencias por maternidad, y la disminución en la productividad laboral producto de tener que velar simultáneamente por el trabajo y los hijos.

Hasta el momento se ha estudiado el impacto de la discriminación sobre la penalización salarial por maternidad haciendo uso de la técnica de descomposición Blinder-Oaxaca, donde se encontró que alrededor del 8% de la brecha por maternidad no es explicable por factores observables, entre los cuales puede estar la discriminación. En lo que sigue de este estudio nos concentraremos en estudiar las hipótesis correspondientes a la flexibilidad laboral, al impacto de la maternidad sobre las responsabilidades en el hogar y se discutirá el posible efecto de la compensación de los costos de las licencias por maternidad que hacen los empleadores sobre los salarios de las madres. Dada la disponibilidad de información no es posible establecer una causalidad directa entre por ejemplo la elección de trabajos

---

<sup>9</sup> Esta magnitud corresponde a la brecha luego de controlar por características socio-demográficas y laborales para los años 2002-2006.

flexibles y la maternidad, sin embargo, a continuación se presenta una exploración con la información disponible.

Las madres pueden trabajar con mayor frecuencia en empleos flexibles porque en estos los empleadores pueden afrontar menores costos asociados a la contratación de mujeres (ej: no afiliar las empleadas a salud, no otorgar licencias de maternidad) lo que les garantizaría una mayor probabilidad de acceder a este tipo de empleos o porque estos empleos les permiten conjugar mejor su rol de madres con el trabajo y manejar su horario. Varios tipos de trabajos se ajustan a este tipo de necesidades: los empleos informales, los empleos cuyas jornadas son de menos de tiempo completo, los trabajos que permiten trabajar desde la vivienda de residencia, los empleos que permiten que las mismas mujeres sean su propio empleador, entre otros.

La Tabla 7a presenta estimaciones de los efectos de la maternidad, definida como presencia de hijos, sobre una serie de variables de resultado, presentadas en filas. Por ejemplo, la primera fila presenta el efecto marginal de la maternidad sobre la probabilidad de ser informal, usando la definición adoptada por el DANE<sup>10</sup>. Por otra parte, en las columnas se presentan los resultados de los modelos probit sin corrección y corrigiendo el sesgo de selección. En esta estimación se incluyeron las variables de control asociadas al capital humano, a las características del hogar y la región. La Tabla 7b es complementaria a la Tabla 7a y muestra las mismas estimaciones realizadas en esta última tabla pero

---

<sup>10</sup> De acuerdo al DANE, los trabajadores informales son aquellos que: (i) trabajan en firmas con 10 empleados o menos; (ii) son trabajadores familiares sin remuneración; (iii) laboran como empleadas domésticas; (iv) son trabajadores por cuenta propia (excluyendo a los profesionales independientes); ó (v) son empleadores de firmas con 10 empleados o menos.

desagregadas por la composición de edades de los hijos, para estudiar si hay efectos diferenciales en esta dimensión.

**Tabla 7a. Efectos marginales con respecto a la maternidad**

Variable Dependiente	Probit	Heckprobit	No. de observaciones	
			Probit	Heckprobit
<b>HIPÓTESIS : FLEXIBILIDAD LABORAL</b>				
<b>Informalidad</b>				
Es informal según el DANE	-0.01 (0.024)	-0.019 (0.020)	4231	8376
Está afiliada a pensión	-0.037 (0.025)	-0.033* (0.018)	4231	8376
Afiliada a salud en régimen subsidiado	0.053** (0.022)	0.053*** (0.020)	3755 <sup>11</sup>	7900
Afiliada a salud en régimen contributivo	-0.053** (0.022)	-0.053*** (0.020)	3755	7900
<b>Calidad del empleo</b>				
Tiene contrato de trabajo	-0.016 (0.024)	-0.005 (0.021)	4231	8376
<b>Lugar de trabajo</b>				
Trabaja desde su lugar de residencia	-0.037** (0.016)	-0.025*** (0.009)	4231	8376
Trabaja en un lugar típico de empleos informales (calle, ambulante, kiosko)	0.025** (0.011)	0.011* (0.006)	4231	8376
<b>Jornada laboral</b>				
Trabaja >=40 horas	-0.023 (0.020)	-0.016 (0.018)	4231	8376
<b>Tipo de empleo</b>				
Auto-empleada	0.029 (0.022)	0.01 (0.013)	4231	8376
<b>HIPÓTESIS : RESPONSABILIDADES</b>				
Pese a trabajar dedica la mayor parte de su tiempo en labores del hogar	0.041*** (0.009)	0.074** (0.031)	4231	8376

+Los errores estándar se encuentran señalados en paréntesis

\*\*\*Significativo al 99%, \*\*Significativo al 95%, \*Significativo al 90%

<sup>11</sup> Del total de las 4231 observaciones para las cuales se cuenta con información sobre la afiliación a salud, 476 observaciones no presentan información sobre el régimen de salud (contributivo, subsidiado). Esto genera que el número observaciones para esta variable resultado sea distinto del resto.

**Tabla 7b. Efectos marginales con respecto a las distintas edades de los hijos**

Variable Dependiente	Probit			Heckprobit		
	0-5 años	6-10 años	11-18 años	0-5 años	6-10 años	11-18 años
<b>HIPÓTESIS : FLEXIBILIDAD LABORAL</b>						
<b>Informalidad</b>						
Es informal según el DANE	0.081*** (0.025)	-0.024 (0.025)	0.003 (0.024)	0.043*** (0.009)	0.001 (0.010)	-0.003 (0.010)
Está afiliada a pensión	-	-	-	-	-	-
Está afiliada a pensión	0.072*** (0.026)	0.002 (0.026)	-0.067*** (0.025)	0.063*** (0.018)	-0.004 (0.018)	-0.033* (0.019)
Afiliada a salud en régimen subsidiado	0.144*** (0.028)	0.020 (0.024)	0.029 (0.023)	0.134*** (0.024)	0.029 (0.021)	-0.008 (0.022)
Afiliada a salud en régimen contributivo	-	-	-	-	-	-
Afiliada a salud en régimen contributivo	0.144*** (0.028)	-0.020 (0.024)	-0.029 (0.023)	0.134*** (0.024)	-0.029 (0.021)	0.008 (0.022)
<b>Calidad del empleo</b>						
Tiene contrato de trabajo	-0.047* (0.027)	0.009 (0.025)	0.020 (0.024)	-0.021 (0.032)	0.014 (0.023)	0.005 (0.025)
<b>Lugar de trabajo</b>						
Trabaja desde su lugar de residencia	0.019 (0.019)	-0.018 (0.015)	-0.011 (0.015)	0.001 (0.009)	-0.009 (0.008)	-0.003 (0.007)
Trabaja en un lugar típico de empleos informales (calle, ambulante, kiosko)	0.024* (0.013)	0.021* (0.012)	0.01 (0.011)	0.076 (0.059)	0.043* (0.024)	0.008 (0.025)
<b>Jornada laboral</b>						
Trabaja >=40 horas	0.036 (0.023)	-0.030 (0.021)	0.006 (0.020)	0.025 (0.024)	-0.025 (0.020)	0.001 (0.019)
<b>Tipo de empleo</b>						
Auto-empleada	0.071*** (0.025)	-0.001 (0.022)	-0.008 (0.021)	0.022 (0.017)	-0.008 (0.014)	0.007 (0.013)
<b>HIPÓTESIS : RESPONSABILIDADES</b>						
Pese a trabajar dedica la mayor parte de su tiempo en labores del hogar	0.037** (0.015)	-0.005 (0.010)	0.003 (0.010)	0.071** (0.036)	-0.005 (0.019)	0.009 (0.018)

+Los errores estándar se encuentran señalados en paréntesis

\*\*\*Significativo al 99%, \*\*Significativo al 95%, \*Significativo al 90%

Nota: el número de observaciones es el mismo que los presentados en la Tabla 7a

Los resultados ajustados por sesgo de selección sugieren que, en promedio, ser madre no afecta la probabilidad de ser informal, medida según la definición del DANE. Se investigaron, además otras dos definiciones de informalidad: si se cotiza a salud o a pensiones, como una aproximación al cumplimiento de las regulaciones laborales. Encontramos que ser madre aumenta la probabilidad de estar afiliada al régimen subsidiado en salud, mientras que disminuye la probabilidad de estar cotizando para salud (régimen contributivo) y para pensiones, aunque este último efecto es sólo marginalmente significativo. La Tabla 7b muestra, sin embargo, que los efectos están concentrados en las madres con hijos pequeños, quienes son las potenciales beneficiarias de la remuneración de licencias de maternidad. Ser madre de un hijo menor a 5 años aumenta de manera significativa la probabilidad de ser informal bajo la definición DANE, de cotizar a salud y a pensiones, y aumenta la probabilidad de ser parte del régimen subsidiado. En Colombia, sólo las madres vinculadas al régimen contributivo, es decir las que realizan aportes para salud, tienen acceso al pago de licencias de maternidad, mientras que las madres<sup>12</sup> afiliadas al régimen subsidiado tienen derecho a un subsidio en especie (Artículo 166, Ley 100 de 1993) pero no al pago de una licencia como tal.

La flexibilidad de un trabajo no sólo es medible por la formalidad del mismo sino que también por el lugar donde se lleva a cabo, pues un trabajo que pueda hacerse desde el lugar de residencia, por ejemplo, permite mayores posibilidades a la madre de cuidar a sus hijos de forma más directa. La Tabla 7a muestra que la presencia de hijos *disminuye* la probabilidad de trabajar desde la casa, condicional a las variables de control. Este resultado es sorprendente, aunque podría explicarse por el hecho de que para las madres es difícil

---

<sup>12</sup> La normatividad cobija únicamente a las madres gestantes y madres con hijos menores a un año de edad.

trabajar en casa si sus hijos están presentes. Sin embargo, ser madre sí aumenta la probabilidad de trabajar en lugares inhóspitos como la calle, los kioskos o puestos ambulantes (Tabla 7a), efecto que resulta no significativo para madres con hijos en edades tempranas pero sí para madres con hijos entre los 6 y los 10 años (Tabla 7b). Esto estaría indicando que el hecho de ser madre está correlacionado con emplearse en trabajos de baja calidad.

Exploramos también el impacto que tiene el ser madre sobre las responsabilidades en el hogar. Las estadísticas descriptivas de la Tabla 3 muestran que pese a estar trabajando, la proporción de madres que ocupa la mayor parte de su tiempo haciendo labores del hogar es 6 puntos porcentuales más alta que la proporción de no madres que ocupan la mayor parte de su tiempo haciendo este tipo de labores. Los resultados en la Tabla 7a muestran que de hecho, controlando por un conjunto amplio de variables de control incluido el estado civil, ser madre impacta positivamente la probabilidad de ocuparse de los oficios del hogar.

Es posible que el resultado según el cual los hijos están relacionados con mayores responsabilidades en el hogar esté jalonado por los hijos en edades tempranas, por los mayores cuidados, responsabilidades y tiempo que estos requieren en comparación a los hijos en edades mayores. La Tabla 7b muestra que este efecto está jalonado por las madres con hijos pequeños, lo cual sugiere que las mayores responsabilidades en el hogar asociadas a los hijos están fuertemente influenciadas por los hijos en edades tempranas. Ahora bien, trabajar dedicando la mayor parte del tiempo en oficios del hogar implica que la dedicación y el compromiso con el trabajo van a ser menores a los de una mujer cuya ocupación primordial del tiempo es su trabajo, lo cual puede verse reflejado en los salarios. Es posible

entonces, que la mayor penalización que experimentan las madres con hijos pequeños (Ver Tablas 4 y 5, Especificación 4) se deba a las mayores responsabilidades en el hogar que estos implican por encima de los hijos en otros grupos de edad.

Ahora analizaremos la hipótesis según la cual los costos asociados a las licencias de maternidad son posiblemente transferidos por el empleador a los salarios de las madres. En Colombia, la mujer que trabaja tiene derecho a tener un descanso remunerado, de 12 semanas en la época del parto (Artículos 236 y 239, Código Sustantivo del Trabajo) y a mantener su empleo durante y después del parto (Artículos 239 y 241, Código Sustantivo del Trabajo). Lo anterior implica una serie de costos para el empleador, varios de los cuales no son directamente observables, y por ende medibles como: el costo de entrenar una persona para que suplante a la mujer durante el periodo de licencia, el costo de contratar nuevo personal en caso de ser necesario, el costo de hacer empalmes, entre otros. Entre los costos observables se sitúa el pago del salario o un porcentaje del mismo durante el tiempo que dure la licencia de maternidad. Para el caso colombiano, a diferencia de otros países, el pago de la licencia de maternidad corre por cuenta de la EPS (Artículo 207, Ley 100 de 1993). Esto implica que sólo las madres aportantes al sistema de salud (quienes cotizan a una EPS en el régimen contributivo) tienen acceso a estas licencias. El monto de cotización a salud equivale a 12.5% del salario; 4 puntos porcentuales del total deben ser asumidos por el empleado para el caso de empleados asalariados y el remanente por el empleador<sup>13</sup>, mientras que los trabajadores independientes deben cotizar la totalidad del monto.

---

<sup>13</sup> Artículos 161 y 204 de la Ley 100 de 1993.



En síntesis, siempre y cuando las trabajadoras estén afiliadas al régimen contributivo, el monto del salario que debe ser pagado durante la licencia no corre por cuenta del empleador y por ende no puede ser atribuido como una de las causas de la penalización salarial. Sin embargo, en caso de probarse relación laboral y se cotice<sup>14</sup> a la EPS por un período inferior al de la gestación en curso, será deber del empleador cancelar la correspondiente licencia pues la EPS cuenta con los argumentos legales para negarse a pagar la licencia. Es posible que este margo legal cree un incentivo para no contratar mujeres en el sector formal, especialmente en aquellas empresas que tengan riesgos de fallar en pagos de aportes a seguridad social, o en empresas que experimenten situaciones de inestabilidad económica. No sorprende entonces que la maternidad esté asociada con mayores probabilidades de emplearse en trabajos donde se esté afiliada al SISBÉN (régimen subsidiado) en lugar de una EPS (régimen contributivo).

Finalmente, es importante mencionar que las hipótesis acerca de las interrupciones de carrera y la acumulación de experiencia en trabajos de medio tiempo son de difícil estimación con los datos disponibles para Colombia pues son necesarias encuestas de datos longitudinales que permitan conocer el tiempo que una mujer deja de trabajar, el tiempo que deja de estudiar y la experiencia acumulada en trabajos de medio tiempo como consecuencia de la maternidad. Por otra parte, la discriminación laboral a la que posiblemente son sujetas las madres, así como un análisis más exhaustivo de la compensación por los costos de las licencias de maternidad son también de difícil

---

<sup>14</sup> A partir del Acuerdo 414 de 2009 del Consejo Nacional de Seguridad Social en Salud, el número inferior de semanas cotizadas no es un impedimento ya para que la EPS se niegue a pagar la licencia, aunque se permite los montos pagados durante la licencia varíen de acuerdo a los aportes realizados.

estimación en general para cualquier tipo de estudio porque están asociados con factores no fácilmente observables de manera directa.

## **6. CONCLUSIONES**

La brecha salarial bruta por maternidad es de alrededor de 17.6% para mujeres entre 18 y 65 años de edad. Luego de corregir por sesgo de selección y controlar por factores observables como el capital humano, la estructura del hogar y la región, aún subyace un diferencial salarial de de 9.4%, el cual se hace más pronunciado para mujeres con hijos en edades entre los 0 y los 5 años de edad, 18.4%.

Entre las razones que pueden estar generando la existencia de esta brecha salarial se encuentran la pérdida de experiencia laboral, los menores niveles de escolaridad, la preferencia por empleos flexibles, las mayores responsabilidades que conlleva la maternidad y la discriminación. En este punto es importante decir que dado que en el régimen contributivo los empleadores no pagan las licencias de maternidad, la brecha no puede deberse a una compensación por los costos de la misma. A partir de nuestros ejercicios empíricos, encontramos que ser madre impacta positivamente la probabilidad de emplearse en trabajos donde se tenga una afiliación al régimen subsidiado en salud, donde no se tenga acceso a la afiliación a pensión y donde los lugares de trabajo sean de baja calidad. También encontramos que ser madre impacta de manera positiva la probabilidad de adquirir mayores responsabilidades domésticas. Los efectos de estos resultados son más grandes para madres con hijos entre los 0 y los 5 años de edad lo cual puede explicar el porqué estas mujeres experimenten mayores penalizaciones salariales.

Teniendo en cuenta los resultados anteriormente mencionados, las políticas orientadas a la disminución de la brecha salarial entre madres y no madres deben buscar que las mujeres con varios hijos y en especial con hijos en edades tempranas, tengan menores pérdidas en términos de experiencia laboral y educación, entre otras. Si bien es importante subrayar la importancia de políticas existentes como las licencias de maternidad remuneradas y la prohibición del despido a las embarazadas pues evitan las interrupciones de carrera y el flujo de ingresos, la existencia de una mayor penalización salarial para mujeres con hijos en edades inferiores a los cinco años muestra que estas políticas son insuficientes; existen muchos mecanismos para evadir estas normas como la informalidad, la calidad del trabajo, etc.

Debido a lo anterior, deben gestionarse políticas que minimicen los desincentivos potenciales de contratar una mujer: la menor dedicación al trabajo a causa del mayor cuidado que demandan los hijos, en especial los hijos pequeños, y a causa de la sobrecarga de responsabilidades que tienen el hogar, los costos asociados de tener que contratar y entrenar empleados para cubrir la vacante que deja la empleada al entrar en una licencia de maternidad, el riesgo de tener que pagar las licencias de maternidad en caso de que se incumpla con la normatividad que exige la EPS para pagarlas, entre muchos otros.

Una de estas políticas puede ser la extensión de las jornadas que tienen las instituciones que prestan servicios de cuidado de niños pequeños de manera tal que buena parte de las temporadas vacacionales estén cubiertas durante el año y que sus horarios de prestación de servicio sean más flexibles. Otra política es fomentar cambios en la normatividad para minimizar los costos asociados a la maternidad para el empleador, cambios como el

ocurrido en el año 2009 cuando se flexibilizaron las reglas que exigían las EPS para el desembolso de la licencia de maternidad; ahora el número inferior de semanas cotizadas no es un impedimento para que la EPS se niegue a pagar la licencia, el monto del pago/desembolso se hace con respecto al número de aportes realizados (Acuerdo 414 de 2009 del Consejo Nacional de Seguridad Social en Salud). Otra política interesante que puede implementarse es la promoción de políticas que eduquen a hombres y mujeres en pro de una división equitativa del trabajo familiar para evitar la sobrecarga de responsabilidades en el hogar que pueden hacer que la mujer sea menos productiva y tenga un menor nivel de compromiso con el trabajo.

Para finalizar es importante decir que los resultados obtenidos presentan una serie de limitaciones. Dadas las limitaciones de datos, las estimaciones no tuvieron en cuenta el efecto de características no observables como la motivación o el compromiso con el trabajo, así como otros factores asociados a la discriminación laboral o las preferencias ocupacionales.

Existen otras posibles explicaciones sugeridas en la literatura que no podemos explorar en el presente documento. Ejemplos de esto son los efectos de la pérdida de experiencia laboral, de interrumpir el proceso educativo, de la acumulación de experiencia en trabajos de medio tiempo, de tomar licencias de maternidad, entre otros. Extensiones del presente trabajo podrían realizarse una vez existan datos longitudinales en Colombia, para poder controlar por efectos fijos de mamá y explorar algunas de las otras posibles explicaciones. Esto nos permitiría una comprensión más profunda de la brecha familiar.

## 7. REFERENCIAS

1. Baxter, J. (1992). Domestic Labour and Income Inequality. *Work, Employment and Society*, 6, 229-249.
2. Becker, G. (1985). Human capital effort, and the sexual division of labour. *Journal of Labour Economics*, 3, 33-58.
3. Budig, M., England, P. (2001). The Wage Penalty for Motherhood. *American Sociological Review*, 66, (2), 204-225.
4. Gutiérrez, D. (2008). Efectos de la fecundidad sobre el ingreso laboral femenino. Bogotá, 2008, 40 p. Tesis (Magister en Economía). Universidad de Los Andes. Facultad de Economía.
5. Harkness, S., & Waldfogel, J. (2003). The family gap in pay: evidence from seven industrialized countries. *Research in Labor Economics*, 22, 369-414.
6. Heckman, J. (1979) Sample selection bias as a specification error. *Econometrica*, 47, 153–161
7. Hill, M. (1979). The Wage Effects of Marital Status and Children. *The Journal of Human Resources*, 14, (4), 579-594.
8. Hoyos, Ñopo & Peña (2010). *Gender Wage Gaps in Colombia 1994-2006*. Documento CEDE 16, Mayo 2010.
9. Jacobsen, J., Levin, L. (1995). *Effects of intermittent labor force attachment on women's earnings*. *Monthly Labor Review*, 118, 14-19.
10. Joshi, H., Newell, M. (1989) . *Pay Differentials and Parenthood: Analysis of Men and Women Born in 1946*. University of Warwick Institute for Employment Research.
11. Korenman, S., & Neumark, D. (1992). Marriage, motherhood, and wages. *Journal of Human Resources*, 27, 233-255.
12. Mincer, J. (1974). *Schooling, Experience and Earnings*. National Bureau of Economic Research.

13. Molina, J., Montuenga, V. (2008). The Motherhood Wage Penalty in a Mediterranean Country : The Case of Spain. IZA Discussion Papers 3574, Institute for the Study of Labor, Bonn (Germany).
14. Piras, C., L. Ripani (2005). The Effects of Motherhood on Wages and Labor Force Participation: Evidence from Bolivia, Brazil, Ecuador and Peru. Sustainable Development Department Technical Papers Series WID-109, Inter-American Development Bank, Washington, DC.
15. Todd, E. (2001). Educational attainment and family gaps in women's wages: evidence from five industrialized countries. Luxembourg Income Study, LIS WP. N. 246, Luxembourg.
16. Waldfogel, J. (1995). The price of motherhood: family status and women's pay in a young British cohort. *Oxford Economic Papers*, 47, (4), 584-610.
17. Waldfogel, J. (1997). The effects of children on women's wages. *American Sociological Review*, 62, (2), 209-217.
18. Waldfogel, J. (1998a). The family gap of young women in the United States and Britain: can maternity leave make a difference? *Journal of Labor Economics*, 16, (3), 505-545.

## 8. ANEXOS

**Tabla 8. Diferencias entre los coeficientes asociados a los hijos estimados por M.C.O y Máx. Verosimilitud (HECKIT)**

	(1) : M.C.O	(1) : HECKIT	Estad. Wald	(2) : M.C.O	(2) : HECKIT	Estad. Wald	(3) : M.C.O	(3) : HECKIT	Estad. Wald
<b>Especificación 1</b>									
Presencia de hijos	-0.059*	-0.091***	***	-0.090***	-0.105***	-	-0.079**	-0.094***	-
	(0.033)	(0.035)		(0.035)	(0.036)		(0.034)	(0.036)	
<b>Especificación 2</b>									
Número de hijos	-0.018	-0.033**	***	-0.028**	-0.036**	*	-0.018	-0.026*	*
	(0.013)	(0.014)		(0.014)	(0.015)		(0.014)	(0.014)	
<b>Especificación 2</b>									
Presencia de un hijo	-0.046	-0.072*	**	-0.074*	-0.086**	-	-0.067*	-0.080**	-
	(0.038)	(0.039)		(0.039)	(0.040)		(0.038)	(0.039)	
Presencia de dos hijos	-0.076*	-0.111***	-	-0.113***	-0.125***	-	-0.106***	-0.120***	-
	(0.040)	(0.042)		(0.04)	(0.043)		(0.040)	(0.042)	
Pres. de 3 o más hijos	-0.064	-0.114**	***	-0.103**	-0.130**	*	-0.065	-0.090*	-
	(0.050)	(0.053)		(0.052)	(0.054)		(0.051)	(0.053)	
<b>Especificación 3</b>									
Hijos 0-5 años	-0.138***	-0.198***	**	-0.166***	-0.209***	***	-0.141***	-0.184***	***
	(0.036)	(0.040)		(0.037)	(0.039)		(0.036)	(0.038)	
Hijos 6-10 años	0.002	-0.018	*	-0.010	-0.020	-	0.005	-0.006	-
	(0.033)	(0.035)		(0.033)	(0.035)		(0.032)	(0.034)	
Hijos 11-18 años	-0.068**	-0.049	*	-0.086***	-0.061*	**	-0.074**	-0.047	**
	(0.033)	(0.035)		(0.033)	(0.036)		(0.033)	(0.036)	
<b>Observaciones</b>	<b>4,231</b>	<b>8,376</b>		<b>4,231</b>	<b>8,376</b>		<b>4,231</b>	<b>8,376</b>	

+Los errores estándar se encuentran señalados en paréntesis \*\*\*Significativo al 99%, \*\*Significativo al 95%, \*Significativo al 90%

**Tabla 9. Estimaciones por M.C.O y Máxima Verosimilitud de la Especificación 1**

<b>Variables Independientes</b>	<b>MCO</b>	<b>HECKIT</b>	<b>MCO</b>	<b>HECKIT</b>	<b>MCO</b>	<b>HECKIT</b>	<b>MCO</b>
Constante	7.229*** (0.056)	6.749*** (0.127)	7.215*** (0.056)	6.754*** (0.119)	7.208*** (0.064)	6.744*** (0.131)	5.860*** (0.246)
Experiencia	0.016*** (0.004)	0.033*** (0.006)	0.013*** (0.004)	0.030*** (0.006)	0.011*** (0.004)	0.028*** (0.006)	0.009** (0.004)
Experiencia^2	-0.000* (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000 (0.000)
Primaria incompleta	-0.285*** (0.054)	-0.299*** (0.056)	1.626*** (0.044)	1.824*** (0.062)	1.626*** (0.043)	1.822*** (0.063)	1.091*** (0.050)
Secundaria completa	0.506*** (0.039)	0.595*** (0.047)	0.091*** (0.032)	0.033 (0.035)	0.099*** (0.031)	0.041 (0.036)	0.087*** (0.029)
Universitaria	1.643*** (0.044)	1.855*** (0.066)	0.141*** (0.034)	0.218*** (0.040)	0.135*** (0.034)	0.211*** (0.040)	0.109*** (0.031)
Vive con una pareja			-0.287** (0.054)	-0.300*** (0.056)	-0.252*** (0.053)	-0.260*** (0.055)	-0.161*** (0.048)
Es jefe de hogar			0.501*** (0.039)	0.582*** (0.045)	0.495*** (0.039)	0.576*** (0.045)	0.257*** (0.039)
Presencia de hijos	-0.059* (0.033)	-0.091*** (0.035)	-0.090*** (0.035)	-0.105*** (0.036)	-0.079** (0.034)	-0.094*** (0.036)	-0.077** (0.032)
Región Atlántica					-0.201*** (0.052)	-0.245*** (0.056)	-0.179*** (0.046)
Región Oriental					-0.063 (0.048)	-0.036 (0.051)	-0.043 (0.045)
Región Central					-0.119** (0.053)	-0.117** (0.055)	-0.118** (0.047)
Región Pacífica					-0.113** (0.047)	-0.100** (0.049)	-0.118*** (0.044)
Región Bogotá					0.193*** (0.044)	0.220*** (0.047)	0.151*** (0.041)
Región San Andrés					0.159*** (0.057)	0.212*** (0.061)	0.087 (0.053)
Región Amazónica					0.031 (0.063)	0.036 (0.065)	0.028 (0.055)
Región Antioquia					0.128** (0.055)	0.110* (0.057)	0.064 (0.051)
Empleador							0.787*** (0.144)
Auto-empleado							0.151*** (0.057)
Empleado privado							0.023 (0.063)
Empleado público							0.194** (0.076)
Informalidad (DANE)							-0.170*** (0.034)
Afiliado a pensión v salud							0.380*** (0.034)
Trabaja < tiempo completo							0.628*** (0.040)
Trabaja tiempo completo							0.239*** (0.028)
Trabaja en local de la Empresa							1.278*** (0.236)
Trabaja en un local propio							1.283*** (0.239)
Trabaja en su lugar de Residencia							1.032*** (0.235)
Trabaja en otra casa de							1.025*** (0.237)
Trabaja en lugares							1.159*** (0.237)
Trabaja en fincas							1.251*** (0.261)
Trabaja en construcciones							1.316*** (0.270)
Trabaja en un vehículo							1.170*** (0.322)
<b>Número de observaciones</b>	<b>4,231</b>	<b>8,376</b>	<b>4,231</b>	<b>8,376</b>	<b>4,231</b>	<b>8,376</b>	<b>4,231</b>



**Tabla 10. Estimaciones por M.C.O y Máxima Verosimilitud de la Especificación 2**

Variables Independientes	MCO	HECKMAN	MCO	HECKMAN	MCO	HECKMAN	MCO
Constante	7.221*** (0.056)	6.735*** (0.126)	7.206*** (0.056)	6.741*** (0.118)	7.197*** (0.064)	6.728*** (0.130)	5.853*** (0.251)
Experiencia	0.016*** (0.004)	0.033*** (0.006)	0.012*** (0.004)	0.029*** (0.006)	0.010** (0.004)	0.027*** (0.006)	0.008** (0.004)
Experiencia^2	-0.000* (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000 (0.000)
Primaria incompleta	1.641*** (0.044)	1.850*** (0.065)	-0.286*** (0.054)	-0.297*** (0.056)	-0.252*** (0.052)	-0.258*** (0.055)	-0.162*** (0.048)
Secundaria completa	-0.284*** (0.054)	-0.294*** (0.056)	0.494*** (0.039)	0.573*** (0.045)	0.492*** (0.039)	0.571*** (0.044)	0.256*** (0.039)
Universitaria completa	0.502*** (0.039)	0.587*** (0.046)	1.622*** (0.044)	1.819*** (0.061)	1.626*** (0.044)	1.822*** (0.063)	1.094*** (0.050)
Vive con una pareja			0.083*** (0.031)	0.026 (0.035)	0.087*** (0.031)	0.030 (0.035)	0.074*** (0.029)
Es jefe de hogar			0.137*** (0.035)	0.214*** (0.040)	0.128*** (0.034)	0.206*** (0.040)	0.101*** (0.031)
Número de hijos	-0.018 (0.013)	-0.033** (0.014)	-0.028** (0.014)	-0.036** (0.015)	-0.018 (0.014)	-0.026* (0.014)	-0.014 (0.012)
Región atlántica					-0.198*** (0.052)	-0.241*** (0.056)	-0.177*** (0.046)
Región oriental					-0.064 (0.048)	-0.036 (0.051)	-0.045 (0.045)
Región central					-0.121** (0.053)	-0.119** (0.055)	-0.120** (0.047)
Región pacífica					-0.114** (0.047)	-0.100** (0.049)	-0.119** (0.043)
Región Bogotá					0.193*** (0.044)	0.221*** (0.047)	0.152*** (0.041)
Región San Andrés					0.157*** (0.057)	0.210*** (0.061)	0.085 (0.053)
Región Amazónica					0.030 (0.063)	0.036 (0.065)	0.026 (0.055)
Región Antioquia					0.128** (0.055)	0.110* (0.057)	0.064 (0.051)
Empleador							0.782*** (0.143)
Auto-empleado							0.146** (0.057)
Empleado privado							0.022 (0.064)
Empleado público							0.195** (0.076)
Informal (DANE)							-0.168*** (0.034)
Afiliado a pensión y salud							0.380*** (0.034)
Trabaja < tiempo completo							0.629*** (0.040)
Trabaja tiempo completo							0.241*** (0.028)
Trabaja en local de la Empresa							1.273*** (0.240)
Trabaja en un local propio							1.279*** (0.243)
Trabaja en su lugar de Residencia							1.030*** (0.239)
Trabaja en otra casa de							1.018*** (0.242)
Trabaja en lugares							1.154*** (0.241)
Trabaja en fincas							1.253*** (0.264)
Trabaja en construcciones							1.306*** (0.273)
Trabaja en un vehículo							1.166*** (0.324)
Número de observaciones	4,231	8,376	4,231	8,376	4,231	8,376	4,231

**Tabla 11. Estimaciones por M.C.O y Máxima Verosimilitud de la Especificación 3**

Variables Independientes	MCO	HECKIT	MCO	HECKIT	MCO	HECKIT	MCO
Constante	7.228*** (0.056)	6.747*** (0.127)	7.213*** (0.057)	6.756*** (0.120)	7.205*** (0.064)	6.745*** (0.132)	5.865*** (0.246)
Experiencia	0.017*** (0.004)	0.034*** (0.006)	0.014*** (0.004)	0.030*** (0.006)	0.017*** (0.004)	0.029*** (0.006)	0.009** (0.004)
Experiencia^2	-0.000** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.000* (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000 (0.000)
Primaria incompleta	-0.285*** (0.054)	-0.297*** (0.056)	-0.287*** (0.054)	-0.298*** (0.056)	-0.252*** (0.053)	-0.260*** (0.055)	-0.162*** (0.048)
Secundaria completa	0.504*** (0.039)	0.589*** (0.046)	0.497*** (0.039)	0.575*** (0.045)	0.496*** (0.039)	0.574*** (0.045)	0.259*** (0.039)
Universitaria	1.641*** (0.044)	1.849*** (0.065)	1.622*** (0.044)	1.816*** (0.062)	1.626*** (0.044)	1.819*** (0.063)	1.093*** (0.050)
Vive con una pareja			0.095*** (0.032)	0.038 (0.035)	0.101*** (0.032)	0.044 (0.036)	0.087*** (0.029)
Es jefe de hogar			0.142*** (0.034)	0.218*** (0.040)	0.135*** (0.034)	0.211*** (0.040)	0.108*** (0.031)
Presencia de un hijo	-0.046 (0.038)	-0.072* (0.039)	-0.074* (0.039)	-0.086** (0.040)	-0.067* (0.038)	-0.080** (0.039)	-0.077** (0.035)
Presencia de dos hijos	-0.076* (0.040)	-0.111*** (0.042)	-0.113*** (0.041)	-0.125*** (0.043)	-0.106*** (0.040)	-0.120*** (0.042)	-0.082** (0.037)
Presencia de tres o más hijos	-0.064 (0.050)	-0.114** (0.053)	-0.103* (0.052)	-0.130** (0.054)	-0.065 (0.051)	-0.090* (0.053)	-0.066 (0.046)
Región Atlántica					-0.201*** (0.052)	-0.244*** (0.056)	-0.180*** (0.046)
Región Oriental					-0.062 (0.048)	-0.036 (0.051)	-0.043 (0.044)
Región Central					-0.120** (0.053)	-0.118** (0.055)	-0.118** (0.047)
Región Pacífica					-0.113** (0.047)	-0.099** (0.049)	-0.118*** (0.043)
Región Bogotá					0.194*** (0.044)	0.221*** (0.047)	0.151*** (0.041)
Región San Andrés					0.157*** (0.058)	0.210*** (0.062)	0.087 (0.054)
Región Amazónica					0.031 (0.063)	0.037 (0.066)	0.028 (0.055)
Región Antioquia					0.128** (0.055)	0.110* (0.057)	0.063 (0.051)
Empleador							0.787*** (0.144)
Auto-empleado							0.151*** (0.057)
Empleado privado							0.023 (0.063)
Empleado público							0.194** (0.076)
Informalidad (DANE)							-0.170*** (0.034)
Afiliado a pensión y salud							0.380*** (0.034)
Trabaja < tiempo completo							0.627*** (0.040)
Trabaja tiempo completo							0.239*** (0.028)
Trabaja en local de la Empresa							1.272*** (0.236)
Trabaja en un local propio							1.277*** (0.239)
Trabaja en su lugar de Residencia							1.026*** (0.235)
Trabaja en otra casa de familia							1.020*** (0.237)
Trabaja en lugares informales							1.153*** (0.237)
Trabaja en fincas							1.245*** (0.261)
Trabaja en construcciones							1.307*** (0.271)
Trabaja en un vehículo							1.166*** (0.321)

**Tabla 12. Estimaciones por M.C.O y Máxima Verosimilitud de la Especificación 4**

<b>VARIABLES INDEPENDIENTES</b>	<b>MCO</b>	<b>HECKIT</b>	<b>MCO</b>	<b>HECKIT</b>	<b>MCO</b>	<b>HECKIT</b>	<b>MCO</b>
Constante	7.269*** (0.058)	6.832*** (0.127)	7.254*** (0.058)	6.817*** (0.118)	7.240*** (0.065)	6.797*** (0.129)	5.867*** (0.249)
Experiencia	0.017*** (0.005)	0.031*** (0.006)	0.012*** (0.005)	0.027*** (0.006)	0.011** (0.005)	0.025*** (0.006)	0.008* (0.004)
Experiencia^2	-0.000** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.000* (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000 (0.000)
Primaria incompleta	-0.280*** (0.054)	-0.288*** (0.056)	-0.280*** (0.054)	-0.291*** (0.056)	-0.249*** (0.053)	-0.255*** (0.055)	-0.159*** (0.048)
Secundaria completa	0.489*** (0.039)	0.569*** (0.047)	0.481*** (0.039)	0.559*** (0.045)	0.480*** (0.039)	0.557*** (0.045)	0.250*** (0.039)
Universitaria	1.621*** (0.043)	1.818*** (0.066)	1.599*** (0.044)	1.791*** (0.062)	1.605*** (0.043)	1.796*** (0.063)	1.085*** (0.050)
Vive con una pareja			0.110*** (0.031)	0.058* (0.035)	0.113*** (0.031)	0.059* (0.035)	0.091*** (0.029)
Es jefe de hogar			0.147*** (0.034)	0.222*** (0.040)	0.139*** (0.033)	0.214*** (0.040)	0.107*** (0.030)
Presencia de hijos 0-5 años	-0.138*** (0.036)	-0.198*** (0.040)	-0.166*** (0.037)	-0.209*** (0.039)	-0.141*** (0.036)	-0.184*** (0.038)	-0.098*** (0.032)
Presencia de hijos 6-10 años	0.002 (0.033)	-0.018 (0.035)	-0.010 (0.033)	-0.020 (0.035)	0.005 (0.032)	-0.006 (0.034)	-0.007 (0.029)
Presencia de hijos 11-18 años	-0.068** (0.033)	-0.049 (0.035)	-0.086*** (0.033)	-0.061* (0.036)	-0.074** (0.033)	-0.047 (0.036)	-0.041 (0.030)
Región Atlántica					-0.197*** (0.052)	-0.238*** (0.056)	-0.177*** (0.045)
Región Oriental					-0.063 (0.048)	-0.036 (0.051)	-0.044 (0.044)
Región Central					-0.118** (0.053)	-0.115** (0.055)	-0.118** (0.047)
Región Pacífica					-0.117** (0.046)	-0.102** (0.049)	-0.120*** (0.043)
Región Bogotá					0.188*** (0.044)	0.217*** (0.047)	0.149*** (0.041)
Región San Andrés					0.154*** (0.057)	0.208*** (0.062)	0.085 (0.053)
Región Amazónica					0.035 (0.063)	0.044 (0.065)	0.030 (0.055)
Región Antioquia					0.122** (0.054)	0.105* (0.056)	0.060 (0.051)
Empleador							0.776*** (0.143)
Auto-empleado							0.148*** (0.057)
Empleado privado							0.027 (0.064)
Empleado público							0.197*** (0.076)
Informalidad (DANE)							-0.166*** (0.034)
Afiliado a pensión y salud							0.379*** (0.034)
Trabaja < tiempo completo							0.627*** (0.040)
Trabaja tiempo completo							0.239*** (0.028)
Trabaja en local de la Empresa							1.283*** (0.239)
Trabaja en un local propio							1.293*** (0.242)
Trabaja en su lugar de Residencia							1.046*** (0.238)
Trabaja en otra casa de							1.035*** (0.241)
Trabaja en lugares informales							1.171*** (0.240)
Trabaja en fincas							1.260*** (0.262)
Trabaja en construcciones							1.316*** (0.270)
Trabaja en un vehículo							1.193*** (0.323)

