

PENALIZACIÓN SALARIAL POR MATERNIDAD EN CALI PARA EL AÑO 2012

MONICA LIZETH VALENCIA BOTERO

UNIVERSIDAD DEL VALLE
FACULTAD DE CIENCIAS SOCIALES Y ECONÓMICAS
DEPARTAMENTO DE ECONOMÍA
SANTIAGO DE CALI
2016

PENALIZACIÓN SALARIAL POR MATERNIDAD EN CALI PARA EL AÑO 2012

TRABAJO DE GRADO PARA OPTAR AL TÍTULO DE ECONOMISTA

MONICA LIZETH VALENCIA BOTERO

TUTOR:

CARLOS AUGUSTO VIAFARA

UNIVERSIDAD DEL VALLE
FACULTAD DE CIENCIAS SOCIALES Y ECONÓMICAS
DEPARTAMENTO DE ECONOMÍA
SANTIAGO DE CALI
2016

PENALIZACIÓN SALARIAL POR MATERNIDAD EN CALI PARA EL AÑO 2012

MONICA LIZETH VALENCIA BOTERO

RESUMEN

Este trabajo analiza el efecto de la maternidad sobre los salarios de las mujeres en la ciudad de Cali para el año 2012, estudiando la tenencia de hijos y la presencia de hijos menores de seis años. Para ello, se especifican dos modelos econométrico a partir de la ecuación de Mincer (1974) modificada con la inclusión de nuevas variables, los cuales se estiman por el método de MCO. Los resultados muestran que existe una penalización salarial del 27% y este diferencial no se amplía cuando la madre tiene hijos menores de seis años.

Palabras claves: economía de género, capital humano, asignación del tiempo, mercado de trabajo, mercado doméstico.

Clasificación JEL: C01, C16, J01, J16, J22

TABLA DE CONTENIDO

INTRODUCCIÓN.....	5
I. MARCOTEÓRICO.....	7
II. REVISIÓN DE LITERATURA.....	9
III. METODOLOGÍA.....	11
<i>i.</i> Modelo de Dos Etapas.....	12
<i>ii.</i> Modelos Econométricos	13
<i>iii.</i> Análisis Descriptivo.....	15
IV. RESULTADOS.....	17
V. CONCLUSIONES.....	21
ANEXO.....	22
REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	26

INTRODUCCIÓN

El siglo XX ha sido escenario de importantes cambios en la oferta de trabajo y en la transformación del mercado laboral colombiano, debido principalmente, a la “tercerización” del empleo y a un aumento en la participación de la mujer. Se tiene que entre 1951 y 1991 la tasa global de participación de las mujeres a nivel nacional, aumentó de 20% a 32%. Sin embargo, entre 1951 y 1973 se presentó un descenso en la participación laboral femenina por incompatibilidades entre las actividades remuneradas y las actividades reproductivas de la mujer. Por el contrario, entre 1985 y 1993 hubo aumentos significativos en la participación laboral de las mujeres, originando un patrón de U invertida, como resultado del mejoramiento en el nivel educativo, cambios en las actitudes y valores hacia la familia y un descenso en la fecundidad. Por ende, se tiene que el diferencial en la participación por género ha disminuido con el tiempo y las mujeres representan cada vez más una mayor proporción de la población económicamente activa: en 1951 representaban el 18% y en 1993 un 30%. (Flórez, 2000)

Por su parte, se presentaron algunos cambios institucionales que favorecieron a la incorporación de la mujer en el mercado laboral, con una mano de obra de menor precio relativo y con mayor nivel educativo. Los cambios realizados fueron: cambios en la participación sectorial de la producción, cambios en la normatividad laboral con flexibilidad en el mercado de trabajo y la internacionalización¹ de la economía. (Rojas, 2009). Igualmente, la tercerización de la economía y la “profesionalización” del empleo han contribuido a la vinculación de las mujeres al mercado de trabajo. Sin embargo, la evolución indica que los sectores absorben más mano de obra masculina que mano de obra femenina, pues ésta última ha sido considerada como fuerza de trabajo secundario. También la incompatibilidad de los roles productivos y reproductivos ha llevado a que la mujer se incorpore en actividades de menores exigencias y demandas en cuanto a responsabilidades y horarios, en donde ésta trabaja en promedio menos horas que los hombres, provocándose una brecha salarial por hora del 9% en el año 2009. (Galvis, 2010)

De igual forma, se plantea que la discriminación laboral existe cuando se presentan diferenciales en el tratamiento de algunos individuos sin importar que éstos desempeñen el mismo trabajo y posean habilidades o atributos similares. No obstante, es relevante destacar que no todos los diferenciales salariales entre los individuos se pueden atribuir a la discriminación. Gran parte de la brecha salarial se explica por la existencia de diversos grados de productividad originados por la dotación de capital humano, habilidades y la experiencia de cada sujeto (Galvis, 2010). Por otro lado, existen algunos condicionantes para la participación de las mujeres en el mercado laboral, como la presencia de personas dependientes en los hogares, principalmente hijos menores que requieren de mucha atención, lo cual interfiere con su horario laboral. (Martínez, 2013).

¹ Se presentó una recomposición de la actividad productiva, en el que gana participación el sector de servicios frente al industrial y al agrícola

Por lo demás, la mayor parte de la literatura² en cuanto a la desigualdad salarial se ha centrado en explicar los diferenciales de ingresos entre los individuos diferenciados por el nivel educativo o género, a nivel internacional y/o nacional. Pero localmente no se ha investigado mucho sobre la brecha salarial entre mujeres y la incidencia de la fecundidad de éstas sobre su participación en el mercado laboral. Por ello, en este trabajo se busca responder los siguientes interrogantes: ¿Existe una penalización salarial por maternidad en la ciudad de Cali? ¿La tenencia de hijos menores de seis años amplía este diferencial salarial entre las mujeres que laboran en la ciudad? Con esto se pretende realizar un aporte empírico sobre la brecha salarial entre las mujeres con y sin hijos en Cali para el año 2012 e identificar si es en realidad la presencia de hijos el factor que más contribuye a la explicación de esta brecha.

Este trabajo contempla el siguiente orden: en esta sección se presenta una breve introducción, seguida por el marco teórico; luego está la revisión de literatura en la cual se muestran algunos trabajos que han estudiado este fenómeno en diferentes lugares y con distintos enfoques; enseguida se presenta la metodología utilizada en el trabajo; en las dos secciones siguientes, se exponen los resultados y las conclusiones, respectivamente.

² Colombia solo cuenta con un total de seis publicaciones internacionales referente a los diferenciales salariales por género, mientras que para Estados Unidos, Reino Unido y Taiwán se hallaron un número de estudios de 614, 87 y 77, respectivamente. (Galvis, 2010).

I. MARCO TEÓRICO

Para explicar la participación de las mujeres en el mercado laboral se recurre al enfoque económico moderno sobre la fertilidad desarrollado principalmente por Gary Becker (1960). De igual forma, se tiene en cuenta los aportes teóricos del mismo autor sobre la asignación del tiempo por parte de los individuos, con el fin de comprender las actividades que éstos realizan. Para empezar, el punto básico es el siguiente: los adultos quieren tener sus propios hijos y la utilidad a la que se enfrentan estos es a la elección entre la fertilidad³, la cual depende de la calidad⁴ y cantidad⁵ de los niños, y los bienes⁶ de mercado. Por ende, su función de utilidad es la siguiente: (Hoffman & Averett, 2015, pp.132-166)

$$U = U(CS, A) \quad (1)$$

Donde CS= “Child services”; A= bienes para adultos

Se asume que CS y A es un bien de consumo estándar con un precio regular, donde P_{CS} y P_A representan a los precios. También se recurre al resultado estándar de la teoría de la demanda del consumidor y al análisis de la utilidad marginal, que en este caso son los últimos pesos gastados en los servicios infantiles y productos para adultos. Ahora, la manera de maximizar su utilidad es elegir exactamente la cantidad de bienes que hace que la relación entre la utilidad marginal de la última unidad de un bien con su precio, sea igual para cada bien. (Hoffman & Averett, 2015, pp.132-166)

$$MU_{CS}(CS^*)/P_{CS} = MU_A(A^*)/P_A \quad (2)$$

Donde CS^* y A^* son las cantidades de servicios infantiles y artículos para adultos que maximizan la utilidad, respectivamente. La expresión $MU_{CS}(CS^*)$ es la utilidad marginal de CS cuando la cantidad de servicios a la infancia es igual a CS^* , y es la misma idea para los bienes de los adultos $MU_A(A^*)$. En este caso, la utilidad se maximiza cuando la relación de la utilidad marginal al precio, es el mismo para los servicios infantiles y para los bienes que consumen los adultos. (Hoffman & Averett, 2015, pp.132-166)

Por otra parte, se asume que el costo de los servicios infantiles es el costo de producirlos y no el costo de comprarlos. Se resalta, que el costo de producir una unidad de servicios infantiles es constante y la cantidad total que los padres gasten en estos servicios es endógena. De igual manera, estos costos dependen de los precios de los bienes de mercado (P_Z) y del tiempo de los padres, que es medido por la tasa de salario. En donde se enfrentan a lo que podrían ganar sino usaran ese tiempo para producir dichos servicios-“costo de oportunidad”. (Hoffman & Averett, 2015, pp.132-166). Esta relación se expresa de la siguiente manera:

$$\text{Costo de una unidad de servicios del niño} = W_M T_M^* + W_F T_F^* + P_Z Z^* \quad (3)$$

³ Es entendida como un elemento de los servicios infantiles “Child services”

⁴ Cantidad de recursos dedicados a los niños: educación, cuidado médico, prácticas deportivas, nutrición, entre otras.

⁵ El número de niños que tiene una mujer.

⁶ Ropa, comida y entretenimiento.

Donde W es la tasa salarial, “*” significa la cantidad actual elegida de cada entrada usada para la producción de una unidad de los servicios infantiles, T representa el tiempo, Z son los bienes de mercado usados en la producción de CS, “M” y “F” representan la madre y padre, respectivamente. $(W_M T_M^*)$ es costo del tiempo maternal dedicado a los servicios infantiles, $(W_F T_F^*)$ es el costos del tiempo paternal y $(P_Z Z^*)$ es el costo de los bienes y servicios. Se destaca, que el costo de una unidad de servicios del niño expresada en la ecuación (3) es lo que representa P_{CS} . Ahora, el proceso de producción de los servicios infantiles es representado por una función de producción de los hogares, conocida como **la función de producción de servicios del niño**, esta es:

$$CS = F(T_M, T_F, Z) \quad (4)$$

Lo anterior indica que la cantidad de servicios infantiles producidos depende de la cantidad de entradas (tiempo y bienes) que se utilizan. En donde la producción de servicios infantiles en niños pequeños requiere de más tiempo intensivo que bienes; sin embargo, cuando los niños van creciendo, el tiempo ofrecido por los padres va disminuyendo, pero la relación de bienes y tiempo se incrementa. Por lo demás, teniendo en cuenta los salarios de los adultos, los precios de los servicios infantiles y de los bienes, se da la **demanda de servicios infantiles**. (Hoffman & Averett, 2015, pp.132-166)

$$CS^* = D(P_{CS}(W_M, W_F, P_Z)) \quad (5)$$

Teniendo en cuenta lo anterior, un incremento en los salarios de las mujeres aumentaría el precio relativo de los servicios infantiles respecto a los bienes que consumen los adultos, porque los CS son más tiempo intensivo⁷. Como resultado, con el nuevo precio de los servicios infantiles, la elección de la ecuación (2) no es la mejor elección porque el $P_{CS\text{-new}}$ es mayor que el original P_{CS} , por tanto, $MU_{CS}(CS^*_{old})/P_{CS\text{-new}} < MU_A(A^*_{old})/P_A$, en donde se reduce la cantidad relativa de servicios a la infancia respecto a los bienes para adultos. Por ende, la cantidad de los servicios infantiles cae cuando el precio aumenta. Sin embargo, un salario alto también incrementa los ingresos familiares -no es el ingreso que una familia gana actualmente, sino lo que podrían ganar-. Este tipo de ingreso es denominado como **ingreso total**⁸:

$$Y_F = W_F T + W_M T + V \quad (6)$$

Donde Y_F es el ingreso total, T es el tiempo total disponible y V es el ingreso procedente de otras fuentes. Se plantea que las familias gastan parcialmente este ingreso entre la producción doméstica y los bienes de mercado, por ello, se reescribe la función de demanda de servicios infantiles, en donde Y_F es otro determinante de la cantidad de servicios demandados y muestra la dependencia de la renta completa de las dos tasas de salarios.

⁷ Se requiere de más tiempo porque es más difícil de sustituir los bienes por el tiempo en la producción de servicios del niño. De igual forma, los costos también podrían aumentar más en el caso de la cantidad de niños que en la calidad, ya que la cantidad adicional implica más cuidado en los primeros años de la infancia.

⁸ El concepto es consistente con la idea de que el tiempo gastado en la producción doméstica es costoso y el costo es medido por el valor del tiempo (tasa de salario).

$$CS^* = D(P_{CS}(W_M, W_F, P_Z), Y_F(W_F T, W_M T, V)) \quad (7)$$

El efecto positivo en el ingreso, se lleva a cabo, siempre y cuando los servicios infantiles se consideren un bien normal. Entonces, el impacto neto de un incremento en la tasa de salarios sobre la demanda de CS es incierto, pues éste depende de cuán grande es el efecto de los precios y del ingreso total. Para ello se tiene lo siguiente: es muy probable que la cantidad de niños –o fertilidad- disminuya porque el efecto negativo de los precios es mayor y el efecto del ingreso total es pequeño; mientras, que la calidad de los niños tenderá a incrementarse⁹, porque el efecto negativo del aumento de los precios es pequeño y el efecto de un alto ingreso es mayor. Con esto vemos, que cuando aumenta el precio del tiempo, las familias optan por tener menos niños, pero gastan más en ellos, siendo el salario de la mujer el mayor determinante sobre esta decisión. La fertilidad disminuye pero la calidad de servicios de los menores aumenta. (Hoffman & Averett, 2015, pp.132-166)

Por último, es fundamental tener en cuenta los aportes teóricos de Gary Becker sobre la asignación del tiempo (1965) en donde se considera al hogar como una unidad de producción y maximizador de utilidad. Igualmente, Becker, en el Tratado sobre la familia (1987) señala que la división del trabajo dentro del hogar se debe al capital humano, variedad de la experiencia y las desigualdades biológicas. Se considera que entre más tiempo se dedique a una actividad, más capital especializado y experiencia se obtendrá en la distinción del trabajo. De igual forma, hay segmentación del trabajo entre los sexos debido a las características de cada género, en donde un hogar destina sus recursos entre sus miembros y les asigna actividades en los cuales éstos puedan ser más productivos sin tener en cuenta sus aspiraciones individuales. Por ello, existe distinción entre sexos, lo cual conlleva a que la producción en el mercado de trabajo sea realizado principalmente por hombres y la producción doméstica (labores del hogar y cuidados de los hijos) sea ejecutada por las mujeres, en donde la inversión realizada en el capital humano de mercado influye en la diferencia de los salarios de éstos. (Salgado, 2014)

⁹ Esta conclusión es el resultado del tiempo intensivo que requieren los niños de menor edad, lo cual no es necesaria para la calidad de los niños.

II. REVISIÓN DE LITERATURA

Para tener una perspectiva sobre el manejo y análisis de esta problemática, se realiza una revisión de literatura de algunas investigaciones sobre la penalización por maternidad o brecha salarial a nivel nacional e internacional.

Para empezar, Gutiérrez (2008) intenta analizar el efecto del número total de hijos sobre los salarios femeninos, empleando la Encuesta Nacional de Calidad de Vida 2003 tanto para el sector rural como para el urbano. Los resultados hallados por la autora insinúan una brecha salarial del 51%, brecha que al ser corregida por sesgo de selección se incrementa a 65.9%. Cabe resaltar que la interpretación de estos resultados requieren cautela, ya que la autora instrumentó la variable número de hijos con la educación de los padres por considerarla endógena; variables que a su vez están correlacionadas con otras variables como la educación propia de las mujeres de esta investigación, por ende este hecho puede que explique los resultados tan excesivos que se encontraron.

Olarte y Peña (2010) buscan analizar el impacto de los hijos sobre los salarios en Colombia, empleando datos de corte transversal tomados de la información contenida en la Encuesta Nacional de Calidad de Vida 2008. Para ello se utilizaron derivaciones de la ecuación salarial de Mincer (1974) estimada mediante el método de MCO con variables asociadas al capital humano, estructura del hogar y características laborales; se corrigieron problemas de selección con un estimador de dos etapas y se realizó una descomposición de Blinder-Oaxaca. Se obtiene que la brecha bruta salarial por maternidad es de aproximadamente 17.6%, que los factores observables como capital humano, la estructura del hogar y la región generan un diferencial salarial de 9.4%, el cual se hace más relevante para mujeres con hijos entre edades de 0 a 5 años de edad. A su vez los resultados también muestran que ser madre impacta positivamente la probabilidad tanto de emplearse en lugares donde los trabajos sean de baja calidad como de adquirir mayores responsabilidades domésticas.

A continuación se describen algunos estudios realizados a nivel internacional sobre la brecha salarial. Waldfogel (1997) plantea que el efecto negativo de los niños sobre los salarios de las mujeres no es explicado del todo por las diferencias en la experiencia laboral como sugieren otros investigadores, sino que también se puede tener en cuenta las diferencias no observadas entre las madres y no madres, y los empleos de tiempo parcial. Para ello se hizo uso de la Encuesta Longitudinal Nacional de Mujeres Jóvenes de 1968 a 1988 y se obtuvo que las diferencias de características no observadas entre las mujeres no eran un factor explicativo importante; los empleos de tiempo parcial si son pertinentes para la explicación de la brecha salarial por maternidad con una multa de aproximadamente el 10%. Incluso después de haberse controlado el capital humano, la situación de empleo a tiempo parcial y la heterogeneidad no observada la brecha salarial persiste con una pena del 4% y 12% para un niño y para dos niños o más respectivamente.

Molina y Montuenga (2008) proponen la existencia de una penalización salarial sobre la maternidad en España. Para ello usan datos del Panel de Hogares de la Unión Europea (PHOGUE, 1994-2001) y emplean el modelo tradicional del capital humano (Mincer, 1974), donde se plantea una ecuación de salarios en términos de las variables observadas y otras características individuales no observadas. Los resultados empíricos confirman que

existe una clara evidencia de una sanción salarial del trabajo español sobre las mujeres con hijos, especialmente cuando hay un nacimiento en la familia durante años actuales, en donde la mujer pierde un 9% de su salario, además encontraron que si se tienen dos hijos en el hogar hay una pérdida de los salarios de casi el 14%, y si se tienen 3 o más, la pérdida será del 15%.

Por otra parte, Casal y Barham (2013) pretenden estudiar si la segmentación del mercado laboral argentino en los sectores formal e informal acarrea experiencias diferentes entre las madres y no madres entre los años 1995 y 2003, analizando sus salarios. Para ello emplean la Encuesta Permanente de Hogares (EPH), realizada por el Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC) en 31 zonas urbanas, realizan estimaciones de ingresos salariales de Mincer con diversas especificaciones, emplean métodos por cuantiles, la descomposición de Blinder-Oaxaca y usan la descomposición no paramétrica desarrollada por Ñopo (2008). Los resultados obtenidos muestran que las mujeres que trabajan en el sector informal ganan considerablemente menos que sus contrapartes del sector formal; igualmente las mujeres del sector informal experimentan una penalización salarial por maternidad y ésta aumenta con el número de hijos (un 7,8% en el caso de uno, 15,5% si tiene dos y 26,3% si son tres o más).

Piras & Ripani (2005) estudian el impacto de la maternidad sobre los salarios en Bolivia, Brasil, Ecuador y Perú. Para ello hacen uso de las encuestas de hogares de cada país, las cuales contienen información sobre las características socioeconómicas de los individuos, y estiman tres modelos por medio de MCO. En general, los resultados obtenidos indican que para Brasil hay un “*premium*” del 6.8% por la presencia de hijos menores de siete años, y para Bolivia las madres ganan un 19.3% más que las mujeres sin hijos, cuando éstos tienen entre 12 y 18 años. Por el contrario, en Perú si existe una penalización salarial de 10.7% por tener hijos de menor edad, y para Ecuador la brecha familiar no es estadísticamente significativa. Con esto, concluyen que Latinoamérica no muestra un claro impacto de la maternidad sobre los salarios de las mujeres.

Por otro lado, Harkness & Waldfogel (2003) realizan un estudio sobre el diferencial de los salarios entre las mujeres madres y mujeres sin hijos, para siete países: Australia, Canadá, el Reino Unido, los Estados Unidos, Alemania, Finlandia y Suecia. Para ello, estimaron un modelo por medio de mínimos cuadrados ordinarios y se obtuvo los siguientes resultados: ante la presencia de un niño, la penalización salarial en Canadá y Estados Unidos es de aproximadamente 4% y en Reino Unido se tiene un valor máximo del 8%; la penalización salarial por la presencia de dos niños oscila entre un 5% en Canadá a un 24% en el Reino Unido; tener tres hijos o más conlleva a una penalización salarial de 10% en Australia y del 31% en el Reino Unido. En general, en los cuatro países anglo americanos y en Alemania, la edad del niño más pequeño ejerce una gran influencia en el empleo de las mujeres, pero la participación laboral de la mujer se eleva a medida que el niño crece.

Por consiguiente, con base en los estudios abordados con anterioridad, esta investigación parte de que la penalización salarial por maternidad en la ciudad de Cali se da principalmente por la presencia de hijos y por los niños menores de seis años que requieren de una mayor atención en el hogar. Lo cual ha llevado a que las mujeres tiendan a invertir menor cantidad de capital humano en el mercado de trabajo, tengan menos experiencia

laboral e inviertan más en capital doméstico, lo que repercute en los salarios percibidos por las mujeres y crea una brecha salarial entre las madres y no madres. Becker (1987).

III. METODOLOGÍA

Para dar cuenta de si existe una penalización salarial por maternidad en la ciudad de Cali, se utiliza como fuente de información la Encuesta de Empleo y Calidad de Vida para el municipio de Santiago de Cali (2012), realizada a 8.600 hogares por el Ministerio de Trabajo. Esta encuesta permite analizar características demográficas de la población, sus condiciones de salud, vivienda, migración, condiciones de trabajo de quienes laboran por prestación de servicios, de manera informal e identificar las particularidades de la dinámica laboral en cada una de las 22 comunas caleñas y la zona rural de la ciudad. Esta base de datos cuenta con 30.453 observaciones y la muestra utilizada para realizar la estimación quedó conformada con 1.498 debido al manejo de los datos.

Dado que el énfasis de la investigación son las mujeres y el impacto que tienen sus hijos sobre los salarios, la muestra se restringe a la población femenina con y sin hijos, a mujeres entre los 15 y 65 años de edad y aquellas que reporten ingresos. Teniendo en cuenta lo anterior, en el planteamiento de este trabajo puede existir un sesgo de selección porque no se analiza el ingreso ofrecido de las mujeres que no trabajan, las cuales podrían tener una entrada de dinero por medio de remesas, pensiones y de más. Por ende, la muestra sólo está compuesta por personas asalariadas y esto provocaría que los parámetros estimados en la ecuación de ingresos minceriana sean sesgados e inconsistentes. (Espinoza, 2008)

i. *Modelo de dos etapas de Heckman*

En el momento de realizar la encuesta para saber si la persona está trabajando, observamos la oferta salarial al suponer que el salario es observado. Sin embargo, a las personas que están fuera del mercado no se les puede observar el ingreso. Por tanto, el enfoque habitual del truncamiento incidental es agregar una ecuación de selección explícita al modelo de población de interés. (Wooldridge, 2012)

$$y = x_i\beta + u, E(u|x) = 0 \quad (1)$$

$$s = 1[zy + v \geq 0] \quad (2)$$

Donde $s=1$ si nosotros observamos y , y cero en otro caso. Se asume que los elementos de x y z son siempre observables y $x\beta = \beta_0 + \beta_1x_1 + \dots + \beta_kx_k$ y $zy = \gamma_0 + \gamma_1z_1 + \dots + \gamma_mz_m$. Por otra parte, de la ecuación (1) se estima β por medio del método de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO); y la ecuación de selección (2) depende de variables observadas z_m y un error observado v . Cabe resaltar, como supuesto estándar, que z es exógena [$E(u|x,z) = 0$]. De igual forma, se tiene que cualquier x es un elemento de z , y algunos elementos de z no están también en x . El término de error v en la ecuación de selección tiene una distribución normal estándar y éste es independiente de z , y por lo tanto de x . (Wooldridge, 2012)

Por otro lado, existe correlación entre u y v , lo cual provoca un problema de selección de la muestra. Para ver por qué, se supone que (u, v) es independiente de z ; se tiene en cuenta el

valor esperado de la ecuación (1), condicionada a $\mathbf{z}$ y $\mathbf{v}$, y se sabe que $\mathbf{x}$ es un subconjunto de $\mathbf{z}$. Dado esto se tiene que:

$$E(\mathbf{y}|\mathbf{z},\mathbf{v}) = \mathbf{x}\beta + E(\mathbf{u}|\mathbf{z},\mathbf{v}) = \mathbf{x}\beta + E(\mathbf{u}|\mathbf{v})$$

Donde $E(\mathbf{u}|\mathbf{z},\mathbf{v}) = E(\mathbf{u}|\mathbf{v})$ porque $(\mathbf{u},\mathbf{v})$ es independiente de $\mathbf{z}$. Ahora, si $\mathbf{u}$ y $\mathbf{v}$ son conjuntamente normales, con media cero, entonces $E(\mathbf{u}|\mathbf{v}) = \rho\mathbf{v}$ para algún parámetro de ρ . Por lo tanto: $E(\mathbf{y}|\mathbf{z},\mathbf{v}) = \mathbf{x}\beta + \rho\mathbf{v}$, en donde no se observa $\mathbf{v}$ pero se utiliza la ecuación $E(\mathbf{y}|\mathbf{z},\mathbf{s})$ con $\mathbf{s} = 1$, llegando a (Wooldridge, 2012)

$$E(\mathbf{y}|\mathbf{z},\mathbf{s}) = \mathbf{x}\beta + \rho E(\mathbf{v}|\mathbf{z},\mathbf{s})$$

Dado que $\mathbf{s}$ y $\mathbf{v}$ están relacionados por la ecuación 2 y $\mathbf{v}$ tiene una distribución normal estándar, se puede mostrar que $E(\mathbf{v}|\mathbf{z},\mathbf{s})$ es la relación inversa de Mills, $\lambda(\mathbf{z}\gamma)$. Lo anterior conduce a lo siguiente:

$$E(\mathbf{y}|\mathbf{z},\mathbf{s}=1) = \mathbf{x}\beta + \rho\lambda(\mathbf{z}\gamma) \quad (3)$$

En la ecuación anterior se muestra que el valor esperado de $\mathbf{y}$, dado $\mathbf{z}$ es igual a $\mathbf{x}\beta$ más un término adicional que depende de la relación inversa de Mills evaluada en $\mathbf{z}\gamma$. De igual forma, si $\rho = 0$, $\lambda(\mathbf{z}\gamma)$ no aparece y la estimación de $\mathbf{y}$ sobre $\mathbf{x}$, utilizando la muestra seleccionada, estima β 's consistentes. Sin embargo, se destaca que λ es desconocida, por tanto no se podrá evaluar $\lambda(\mathbf{z}\gamma)$ para cada i . Pero gracias a los supuestos planteados, $\mathbf{s}$ dado $\mathbf{z}$ sigue un modelo probit. (Wooldridge, 2012)

$$P(\mathbf{s}=1 | \mathbf{z}) = \Phi(\mathbf{z}\gamma) \quad (4)$$

Dado esto, se puede estimar γ por un modelo probit de s_i sobre z_i , usando la muestra completa. Luego, se puede estimar β_i . Por último, se puede realizar una prueba de sesgo de selección bajo la hipótesis¹⁰ nula de $H_0: \rho = 0$, en donde no hay evidencia de un problema de selección en la muestra. De lo contrario, cuando $\rho \neq 0$, los MCO habituales no son exactamente correctos y se debe corregir el sesgo de selección (Wooldridge, 2012).

ii. Modelos econométricos.

Se parte de que la ecuación de Mincer (1974) es la transformación logarítmica de la siguiente ecuación exponencial:

$$w_{it} = WM_t e^{\beta_t E_{it} + \gamma_t EX_{it} + \delta_t EX_{it}^2} e^{U_{it}}$$

Dónde: E_{it} = años de educación; EX_{it} = años de experiencia; EX_{it}^2 = experiencia al cuadrado; U_{it} = perturbación aleatoria y WM_t es la tasa de salario mínimo en el periodo t . Esto plantea que la tasa de salario del individuo i en el periodo t es un valor mínimo WM_t multiplicado por un factor exponencial teniendo en cuenta la dotación de capital humano. (Castellar & Uribe, 1996). Posterior a la transformación logarítmica, la ecuación

¹⁰ Se rechaza la hipótesis nula cuando p-valor asociado es menor al nivel de significancia

minceriana es la siguiente función, con el logaritmo del ingreso como variable independiente, la escolaridad y años de experiencias como variables explicativas.

$$LnWM = \beta_0 + \beta_1 E + \beta_2 EX + \beta_3 EX^2 + \varepsilon$$

Se destaca que el parámetro β_1 aproxima la tasa privada de rentabilidad de la educación y EX se define como la experiencia potencial, (“edad en años”- 6) ¹¹. Además para capturar el efecto decreciente de la experiencia sobre la renta, se añade el término cuadrático X^2 . El supuesto principal de este modelo es que las diferencias de salario entre los individuos se debe a los diferentes niveles de productividad de los trabajadores, su nivel de educación y experiencia de cada trabajador (Espinoza, 2008)

Por lo demás, la ecuación de Mincer (1974) será modificada con la inclusión de nuevas variables que permitan determinar los retornos salariales de las mujeres para saber si existe penalización salarial por maternidad en la ciudad de Cali. El modelo econométrico a estimar mediante el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios es el siguiente:

$$LnW = \beta_0 + \beta_1 Educ + \beta_2 Exp + \beta_3 Exp^2 + \beta_4 Htm + \beta_5 Jh + \beta_6 Hijos + \varepsilon$$

Dónde:

LnW corresponde al logaritmo del salario¹²; **Educ**, años de educación; **Exp**, experiencia medida en años; **Exp²**, experiencia al cuadrado; **Htm**, horas trabajadas al mes; **Jh** jefe del hogar que toma el valor de 1 si es jefe de hogar y 0 en otro caso; **Hijos**, corresponde a una variable binaria la cual toma el valor de 1 cuando una mujer tiene hijos (1 o más hijos) y 0 en otro caso. Se analizará dicha variable para verificar si efectivamente se presenta un impacto de los hijos sobre los ingresos de las madres en comparación con las mujeres que no tienen hijos. También está ε , corresponde al término de error, el cual recoge aquéllos factores que pueden influir en la variable dependiente pero que no fueron considerados en el modelo.

Por otra parte, como en el presente trabajo también se quiere conocer la incidencia de los hijos menores de seis años en la participación de las mujeres en el mercado de trabajo y por ende en su salario percibido, se planteará un modelo econométrico adicional a partir de la ecuación de Mincer vista anteriormente pero con la variación de una variable. Se cambiará la variable **Hijos** por la variable hijos menores de 6 años **Hms**¹³, que corresponde a una variable dicotómica con valor de 1 cuando se presenta la característica y 0 en otro caso. El segundo modelo econométrico a estimar mediante el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios es el siguiente:

¹¹ “S” se refiere a los años de escolaridad y “6” los años de iniciación en la escuela.

¹² Se hace uso de una variable proxy de los salarios recibidos por las mujeres, dicha aproximación fueron los honorarios recibidos por éstas en la actividad que realizaban

¹³ Se rediseñó la pregunta ¿En qué año y mes tuvo su último hijo (a) nacido (a) vivo (a)? a una variable dicotómica, en donde los niños que nacieron entre el 2006 y 2012 tienen 6 años y menos, por tanto toman el valor de 1 y 0 el resto de datos.

$$\ln W = \beta_0 + \beta_1 Educ + \beta_2 Exp + \beta_3 Exp^2 + \beta_4 Htm + \beta_5 Jh + \beta_6 Hms + \varepsilon$$

Este planteamiento se realiza con el fin de conocer la brecha salarial entre las mujeres con y sin hijos y el impacto que pueden tener éstos en el salario percibido por las madres cuando son menores de seis años, pues se espera que este conjunto de mujeres tengan una mayor penalización salarial. Para ello, se espera que los signos que incidan de manera positiva sobre el ingreso percibido sobre las mujeres sean la educación, experiencia potencial, horas trabajadas. Mientras que las variables que impactarían de manera negativa sobre el salario de las féminas son la experiencia al cuadrado, jefe de hogar, hijos e hijos menores de seis años. En la siguiente tabla se exponen las variables usadas en el análisis de regresión de ambos modelos, con sus respectivos signos esperados.

TABLA 1. VARIABLES EMPLEADAS EN EL ANÁLISIS DE REGRESIÓN Y SIGNOS ESPERADOS		
Variable dependiente	Definición	
LnW	Logaritmo de los salarios: la variable proxy de los salarios recibidos por las mujeres corresponde a : honorarios recibidos por actividad laboral.	
Variables independientes	Definición	Signo esperado
Educ	Años de educación	Positivo
Exp	Experiencia medida en años	Positivo
Exp2	Experiencia pot.^2 medida en años	Negativo
Htm	Medida en horas mensuales	Positivo
Jh	1= Jefe de hogar 0= En otro caso	Negativo
Hijos	1=Tenencia de un hijo o más 0= En otro caso	Negativo
Hms	1=Presencia de hijos menores de seis años 0= En otro caso	Negativo

Fuente: elaboración propia con base en la información utilizada.

iii. Análisis descriptivo de las variables.

De acuerdo con el total de las observaciones de la muestra obtenida de la ECV 2012, el logaritmo del salario medio obtenido por las mujeres es de 12.796; el promedio de educación de las féminas es de 9.46 años; la experiencia de estas mujeres es de 27 años y en promedio trabajan 174 horas al mes. De igual forma, el 63.46% de las mujeres no son jefe de hogar; el 83.17% de las encuestadas tienen 1 hijo o más y el 16.70% tienen hijos menores de seis años. En la tabla 2 se presentan las estadísticas descriptivas de las variables incluidas en los modelos econométricos.

TABLA 2. ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS				
Variable	No. De observaciones		Media	Desviación estándar
Log salario	1497		12.7965	1.1430
Educ	1464		9.4699	3.9215
Exp	1497		27.2585	13.8467
Exp2	1497		934.630	784.222
Htm	1497		174.8911	87.8181
Variable	No. Observaciones	Categoría	Frecuencia	Porcentaje (%)
Jh	1.464	Si = 1	547	36.54%
		No = 0	950	63.46%
Hijos	1.497	Si = 1	1.245	83.17%
		No = 0	252	16.83%
Hms	1.497	Si = 1	250	16.70%
		No = 0	1.247	83.30%

Fuente: elaboración propia con base en la información utilizada.

Sin embargo, para tener una información más detallada sobre los factores que influyen en el salario percibido por las mujeres, es pertinente analizar el comportamiento de las características¹⁴ de jefe de hogar y educación cuando se presenta la condición de madres, mujeres sin hijos y mujeres con niños menores de seis años.

TABLA 3: RELACIÓN ENTRE JEFE DE HOGAR Y LA CONDICIÓN DE MADRES Y NO MADRES			
Variable	Presencia de hijos		Madres con hijos menores de 6 años.
Jefe de hogar	NO= 0	SI= 1	
NO (0)	203 (80.56%)	747 (60%)	187(74.80%)
SI (1)	49 (19.44%)	498 (40%)	63 (25.20%)
Total de mujeres en la muestra.	252	1245	250

Fuente: Elaboración propia con base en la información utilizada

Se puede observar que del total de las mujeres sin hijos, el 80.56% no son jefe de hogar; del total de las mujeres madres, el 40% sí son jefe de hogar y del total de las madres con hijos menores de seis años, el 25.20% son jefes de hogar. Estos resultados nos muestran que el porcentaje de madres que son jefes de hogar no es tan alto para esta muestra, lo cual podría indicar que en la ciudad de Cali las mujeres madres viven con su cónyuge y obtienen un apoyo económico por parte de éstos, pues para los hombres, el trabajo es un dispositivo central que los socializa con el rol de proveedores para “mantener una familia”. (Castellano, Martelo & Corona, 2007). A continuación se expone la relación entre los años de educación y la condición de madres y no madres en la ciudad de Cali.

¹⁴ Sólo se hace el análisis de estas variables porque es de mayor envergadura mostrar cada uno de los resultados de las variables cuantitativas.

TABLA 4: RELACIÓN DE LOS AÑOS DE EDUCACIÓN Y LA CONDICIÓN DE MADRES Y NO MADRES ¹⁵			
Variable	Presencia de hijos		Madres con hijos menores de 6 años.
Jefe de hogar	NO= 0	SI = 1	
5 (Primaria)	11 (4.42%)	214 (17.61%)	32 (12.96%)
11 (Bachillerato)	93 (37.35%)	402 (33.09%)	97 (39.27%)
13 (Técnico)	22 (8.84%)	60 (4.94%)	21 (8.50%)
16 (Profesional)	45 (18.07%)	80 (6.58%)	16 (6.48%)
Total de mujeres en la muestra.	249	1.215	247

Fuente: Elaboración propia con base en la información utilizada

Teniendo en cuenta lo anterior, se puede decir que el 4.42% de las mujeres que no tienen hijos cuentan con cinco años de educación, frente al 17.61% de las madres. De igual forma, el 37.35% de las mujeres sin presencia de hijos han cursado el bachillerato, siendo este porcentaje algo similar para las madres (33.09%). También se puede observar, que el porcentaje de las mujeres con hijos menores de seis años no dista mucho de las madres con hijos en general. Este comportamiento se puede deber a que en los primeros años de educación, el acceso al colegio es más factible debido a la cobertura educativa que ofrece las entidades gubernamentales.

Del mismo modo, el 8.84% de las mujeres que no tienen hijos cuentan con trece años de educación, frente al 4.94% de las madres. Es preciso resaltar que el porcentaje de madres con niños menores de seis años, que cuentan con trece años de educación (8.50%), no dista mucho de las mujeres sin hijos con el mismo nivel educativo (8.84%). Cuando las mujeres están más educadas pueden tener acceso a mejores puestos de trabajo con beneficios sobre el cuidado infantil (guarderías y licencias por maternidad), por tanto, estas condiciones podrían mitigar los costos de ser una madre y facilitar su desempeño en el mercado doméstico y laboral. (Piras & Ripani, 2005)

Sin embargo, el 18.07% de las mujeres sin presencia de hijos han realizado estudios profesionales, siendo este porcentaje mucho mayor al de las madres en general y las mujeres con niños menores de seis años (6.58% y 6.48%, respectivamente). Con esto se considera que a mayores años de educación la mujer estará más enfocada en su desarrollo profesional y laboral, con el fin de adquirir un mejor nivel de ingresos. Por tanto, habría una sustitución en los usos del tiempo, respecto al hogar y al mercado de trabajo, ya que el costo de oportunidad de estar en casa sería alto por los ingresos que dejarían de recibir y los hijos serían más costosos. Por ende, cuando las mujeres deciden salir al mercado de trabajo con un alto nivel educativo, tienden a posponer la maternidad. (Heckman, 1974).

¹⁵ En la tabla se exponen los datos de los años de educación más representativos para la formación de un individuo, teniendo en cuenta el contenido de la encuesta. Por ello, se asume que 5 años de educación es toda la primaria, 11 años de educación es la primaria más los años de bachillerato, 13 años es todo bachillerato más un técnico y 16 años es una carrera profesional. El cálculo de los datos se realiza por el método análisis columna.

IV. RESULTADOS

De acuerdo con la muestra de datos empleada, se realizó en primer lugar, la estimación del primer modelo planteado por medio del método de Mínimos Cuadrados Ordinarios. Sin embargo, dado al posible problema de sesgo de selección, también se estimó mediante el Modelo de Dos Etapas propuesto por Heckman (1979). Los resultados obtenidos, indican que en el presente trabajo no hay evidencia de un problema de sesgo de selección, ya que el coeficiente de λ no es estadísticamente significativo (.584), por tanto no se rechaza la $H_0: \rho = 0$. Ahora, teniendo en cuenta lo anterior, se puede trabajar directamente con la estimación MCO sin corregir. Los resultados se presentan en la Tabla 5.

TABLA 5: REGRESIÓN POR MCO Y CORRECCIÓN POR EL MÉTODO DE HECKMAN ¹⁶		
Modelo 1. $LnW = \beta_0 + \beta_1 Educ + \beta_2 Exp + \beta_3 Exp2 + \beta_4 Htm + \beta_5 Jh + \beta_6 Hijos$		
Variable dependiente	Coeficientes	P-Valor
<i>Educ</i>	0.0962* (0.008)**	0.000
<i>Exp</i>	0.0334* (0.008)**	0.000
<i>Exp2</i>	-0.0005* (0.0001)**	0.000
<i>Htm</i>	0.0034* (0.0003)**	0.001
<i>Jh</i>	0.2241* (0.0577)**	0.000
<i>Hijos</i>	-0.2778* (0.0810)**	0.000
<i>Constante</i>	11.00* (0.1457)**	0.000
*Significativo al 1%, 5% y 10%. **Errores estándar. $R^2 = 0.1996$ $F(6,1457) = 60.54$; Prob > F = 0.000 Número de observaciones: 1.464		

Fuente: Elaboración propia con base en la información utilizada

Teniendo en cuenta lo anterior, podemos observar que se cumplió el sentido de la mayoría de relaciones planteadas al principio de este documento. De igual forma, vemos que todos los coeficientes son estadísticamente significativos a cualquier nivel de significancia, ya sea de manera individual o de una manera global (F-Statistic). Por ello se puede inferir que el modelo en su conjunto es estadísticamente significativo, a pesar de que el R^2 sólo sea de 0.1996. En los datos transversales, por lo general se tiene un R^2 bajo, debido a la diversidad de las unidades transversales. (Gujarati, 2010, p.243). Cabe resaltar que la mayoría de las regresoras tienen los signos esperados teóricamente a excepción de ser jefe de hogar.

¹⁶ Las estimaciones de los resultados del modelo Heckman están en el Anexo.

A partir de los resultados obtenidos, se puede decir que la tasa de rentabilidad a un año adicional de educación es de 9.62%. De igual forma, la tasa de retorno de la experiencia es de 3.34%, lo que implica que los ingresos de las mujeres crecen a medida que aumenta los años de experiencia que adquieran éstas. Por otro lado, la experiencia al cuadrado captura el efecto decreciente de la experiencia sobre la renta, que en determinado punto de la vida laboral empieza a disminuir. Estos resultados están asociados a la teoría del capital humano en donde los salarios aumentan por medio de la formación del individuo, tanto en cuestión educativa y de experiencia laboral, donde se plantea desde un enfoque clásico que la inversión en la educación mejora la productividad en el trabajo y por ende el ingreso recibido. (Mincer, 1974).

Por su parte, la tasa de retorno de las horas trabajadas mensualmente es de 0.34%, de lo cual se puede decir que la cantidad ofrecida de trabajo es la cantidad de horas de trabajo que las familias planean trabajar, en donde esta cantidad se incrementa cuando el salario real aumenta. (Parkin, 2007). Por lo demás, ser jefe de hogar aumenta en un 22.4% los salarios percibidos, en comparación con las mujeres que no son jefe de hogar. A pesar de que inicialmente se planteó una relación negativa de esta variable con respecto a los salarios, este resultado se puede respaldar en que la maternidad afecta las actividades de trabajo, provocando en ocasiones un “desaliento laboral”. Sin embargo, para las jefas de hogar la ausencia del “hombre-proveedor”, cambia sus percepciones y aspiraciones laborales, debido a que en este caso su hogar depende totalmente de los recursos que éstas generen. (Castellanos et al, 2007)

En cuestión a la presencia de hijos, se tiene una penalización salarial del 27%, en otras palabras, la tenencia de hijos disminuye un 27% el salario percibido de las mujeres madres, en comparación con las mujeres que no tienen hijos. Esta brecha por maternidad se puede deber por la elección de empleos flexibles y la discriminación por parte de los empleadores en el momento de la contratación. Igualmente, la disminución en la productividad laboral influye, debido a que las madres deben velar simultáneamente por el trabajo y los hijos (Olarte y Peña, 2010). Además, en las mujeres recae la mayor parte de los cuidados en el hogar, lo cual limita sus posibilidades de elección y sus oportunidades de realizar otro tipo de actividades más satisfactorias y productivas para ellas. (Informe Sobre Desarrollo Humano, 2015).

Posteriormente, se analiza el efecto de los hijos con la edad de seis años o menos en el ingreso de las mujeres, con el fin de indagar si la penalización salarial aumenta cuando los niños están en una edad de mayor dependencia y cuidado. De igual forma, se realizó la estimación mediante el Modelo de Dos Etapas propuesto por Heckman (1979) y se obtuvo que en el manejo de esta muestra tampoco hay evidencia de un problema de sesgo de selección, debido a que el coeficiente de λ no es estadísticamente significativo (.927). Por ende, se procede a interpretar los coeficientes de la regresión estimada por el método MCO.

TABLA 6: REGRESIÓN POR MCO Y CORRECCIÓN POR EL MÉTODO DE HECKMAN ¹⁷		
Modelo 2. $LnW = \beta_0 + \beta_1 Educ + \beta_2 Exp + \beta_3 Exp2 + \beta_4 Htm + \beta_5 Jh + \beta_6 Hms$		
Variable dependiente	Coefficientes	P- Valor
<i>Educ</i>	0.0960* (0.008)**	0.000
<i>Exp</i>	0.0204* (0.007)**	0.007
<i>Exp2</i>	-0.0003* (0.0001)**	0.009
<i>Htm</i>	0.0033* (0.0003)**	0.000
<i>Jh</i>	0.2079* (0.057)**	0.000
<i>Hms</i>	-0.2224* (0.078)**	0.005
<i>Constante</i>	11.03* (0.151)**	0.000
*Significativo al 1%, 5% y 10% **Errores estándar. $R^2 = 0.1975$ $F(6,1457) = 50.97$; Prob > F = 0.000 Número de observaciones: 1.464		

Fuente: Elaboración propia con base en la información utilizada

Los coeficientes estimados por MCO son estadísticamente significativos a cualquier nivel de significancia, de manera individual y global (F-Statistic), por ello se puede inferir que el modelo en su conjunto es estadísticamente significativo con un R^2 de 0.1975. Teniendo en cuenta lo anterior, se puede decir que la tasa de retorno de la educación es de 9.60%, lo que implica que los ingresos de las mujeres crecen a medida que aumenta los años de educación que adquieran éstas. De igual forma, la tasa de rentabilidad a un año adicional de experiencia es de 2.04%. Igualmente, estos resultados están asociados a la teoría del capital humano planteado por Mincer (1974).

Por su parte, la tasa de retorno de las horas trabajadas mensualmente es de 0.03% y ser jefe de hogar aumenta en un 20% los salarios percibidos, en comparación con las mujeres que no son jefe de hogar. Se puede observar que ser jefe de hogar es una de las variables que más impacta positivamente la tasa de retorno de las mujeres de esta muestra, ya sea porqué la presencia de hijos, principalmente de niños menores de 6 años, incrementa la participación de las mujeres en el mercado de trabajo (Galassi & Andrada, 2009)

En cuestión a la presencia de hijos menores de seis años, se tiene una penalización salarial del 22%, en otras palabras, la tenencia de hijos disminuye un 22% el salario percibido de las mujeres que tienen hijos en este rango de edad, en comparación con las mujeres que no. Sin embargo, esta penalización no es mayor a los resultados obtenidos del primer modelo,

¹⁷ Las estimaciones de los resultados del modelo Heckman están en el Anexo.

por ende, se podría decir que para la ciudad de Cali, no hay suficiente evidencia estadística para afirmar que las madres tienen una penalización salarial mayor por tener hijos de menor edad, pero si existe una brecha salarial entre las mujeres madres y no madres. Esta situación se puede deber a las diferentes composiciones de la familia en la ciudad y/o al comportamiento de los datos, los cuales indican que la mayoría de las mujeres de la muestra no son jefe de hogar, lo cual podría incidir en el desempeño laboral de las féminas.

Además cabe resaltar que efectivamente la tenencia de hijos e hijos menores de seis años son las variables que más impacto tienen sobre los salarios percibidos por las féminas, corroborando así que este factor es el que más contribuye a la explicación de esta brecha, por tanto, algunas de las causas de esta brecha familiar, pueden ser atribuidas a la mayor flexibilidad laboral que buscan las madres para poder conjugar su rol laboral con el familiar; los menores salarios que perciben dado los costos por licencia de maternidad y que las mujeres adquieren una mayor responsabilidad en el hogar cuando son madres. (Olarte y Peña, 2010)

V. CONCLUSIONES

De acuerdo a los resultados obtenidos, podemos concluir que la tenencia de hijos produce una penalización salarial a las mujeres entre los 15 y 65 años de la ciudad de Cali. Los hallazgos de esta variable son consistentes con los planteamientos teóricos de Becker (1987), Heckman (1974) y los resultados econométricos de Olarte y Peña (2010). Cabe resaltar, que la tenencia de hijos menores de seis años no generan una brecha salarial mayor en la ciudad de Cali, ya sea por la composición de las familias en la ciudad u otras razones no expuestas en este documento. Sin embargo, los resultados de Olarte y Peña (2010) corroboran que la brecha por maternidad aumenta cuando se tiene hijos entre la edad de 0 y 5 años. Por otro lado, se evidencia que las variables empleadas asumen el comportamiento del signo esperado y resultan ser relevante para el análisis planteado. Por lo demás, en los modelos planteados no se evidenció un problema de sesgo de selección y en ambos se interpretaron las estimaciones MCO sin corregir.

En general, los años de educación, la experiencia, las horas trabajadas y ser jefe de hogar poseen un impacto positivo sobre el ingreso que perciben las mujeres en la ciudad de Cali, ya que la inversión en capital humano mejora la productividad en el trabajo y por ende el ingreso recibido. (Mincer, 1974). Por otra parte, el nivel educativo de las mujeres influye sobre su decisión de tener hijos o vincularse por completo al mercado laboral, en donde se observó que a medida que aumentaba el nivel educativo de éstas, el porcentaje de mujeres que tenían hijos disminuía. De igual forma, ser jefe de hogar cambia las percepciones y expectativas laborales de las mujeres, siendo esta una característica que incrementa la participación de las mujeres en el mercado de trabajo. (Galassi & Andrada, 2009)

En cuestión de la presencia de hijos, la brecha salarial por maternidad es alrededor del 27%, y la tenencia de hijos menores de seis años no amplía esta brecha, pues teniendo como referencia los resultados del primer modelo, se podría decir que para la ciudad de Cali no hay suficiente evidencia estadística para afirmar que las madres tienen una penalización salarial mayor por tener hijos de menor edad. Sin embargo, algunas de las causas que pueden provocar una penalización salarial es el uso del tiempo, en donde algunas mujeres invierten más tiempo en el mercado doméstico que en el mercado laboral, lo cual repercute en el salario percibido. (Becker, 1987).

Para finalizar, es importante recalcar que existen otras explicaciones, sobre la penalización salarial, sugeridas en la literatura que no se exploran en este trabajo, como el impacto de interrumpir el proceso educativo, la presencia de un hijo y más, licencia de maternidad y entre otros. Sin embargo, este trabajo puede contribuir a posibles extensiones del tema, con una cantidad mayor de variables que permitan una comprensión más profunda de la penalización salarial por maternidad en la ciudad de Cali o demás regiones del país.

ANEXO

Para verificar qué tan buenos son los resultados del modelo, es pertinente analizar el comportamiento de los residuales, puesto que éstos nos van a permitir corroborar qué tan verosímiles son las estimaciones obtenidas, por lo cual llevaremos a cabo diferentes pruebas y test con el fin de analizar si se cumplen los supuestos del Modelo Clásico de Regresión Lineal Normal (MCRLN).

Empezaremos por comprobar si los errores se distribuyen normalmente y con media cero, para lo anterior emplearemos la prueba de Shapiro-Wilk, cuya hipótesis nula plantea normalidad. De acuerdo al P-valor (tabla 3) se rechaza esta hipótesis a cualquier nivel de significancia, en ambos modelos estimados. Cabe resaltar, que si se trabajase con una muestra pequeña de 100 datos o menos observaciones, la suposición de normalidad desempeñaría un papel relevante, pues contribuye a derivar las distribuciones exactas de los estimadores de MCO y permite utilizar las pruebas estadísticas t , F y χ^2 . Sin embargo, cuando se manejan muestras grandes, como en este trabajo, los estadísticos t y F tienen aproximadamente las distribuciones de probabilidad de t y F , por lo que estas pruebas se basan en el supuesto de que el término de error está distribuido normalmente y pueden aplicarse con validez. Por tanto, el supuesto de normalidad se puede flexibilizar en muestras grandes. (Gujarati, 2010, p. 99). Por lo demás, el supuesto de media cero en el término de error se cumple en ambos modelos, ya que la media de los residuales de la muestra toma un valor cercano al cero.

- *Histograma y test de normalidad del modelo 1.*

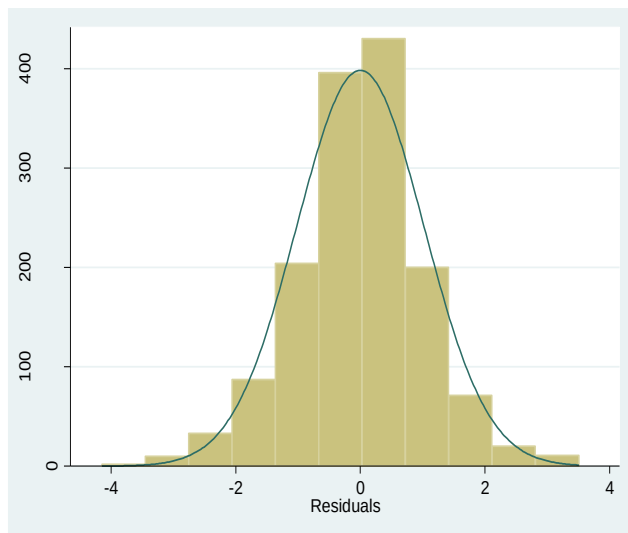


TABLA 7: Test de normalidad y media cero	
Shapiro-Wilk:	Prob>z : 0.000
Mean:	-1.26e-10

- **Histograma y test de normalidad del modelo 2.**

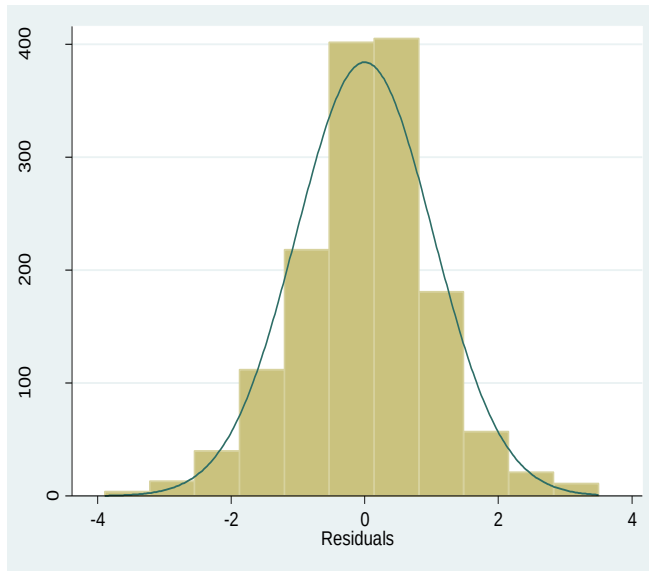


TABLA 8: Test de normalidad y media cero	
Shapiro-Wilk:	Prob>z : 0.000
Mean:	1.00e-09

Por otra parte, en la tabla 8 y 9 se muestra la matriz de correlación del modelo 1 y 2, respectivamente, con el fin de saber cuál es el grado de relación entre las variables regresoras. Para la estimación del modelo 1, la correlación entre *Educ* y *Exp* es de -0.5284 y 0.2500 es la correlación entre *Educ* e *Hijos*, las demás interpretaciones siguen el mismo esquema y se pueden observar que las correlaciones entre las variables explicativas no son muy altas. De igual forma se identificó el grado de multicolinealidad con el cálculo del número de condición e índice de condición, de los cuales se puede concluir que se presenta un nivel de multicolinealidad leve. Sucede algo similar con los resultados del modelo 2, el número de condición es de 76.97 y el índice de condición es de 8.77, infiriendo que también existe una multicolinealidad leve entre las variables explicativas de la regresión.

TABLA 9: Matriz de Correlación y Pruebas sobre la multicolinealidad (Modelo 1)						
	Educ	Exp	Exp2	Htm	Jh	Hijos
Educ	1.0000					
Exp	-0.5284	1.0000				
Exp2	-0.5566	0.9644	1.0000			
Htm	0.0077	0.0284	0.0054	1.0000		
Jh	-0.1206	0.2583	0.2524	0.0455	1.0000	
Hijos	0.2500	0.3699	0.2856	0.0180	0.1568	1.0000
Número de condición (K): 90.47						
Índice de condición (K1/2): 9.51						

Fuente: Elaboración propia con base en la información utilizada

TABLA 10: Matriz de Correlación y Pruebas sobre la multicolinealidad (Modelo 2)						
	Educ	Exp	Exp2	Htm	Jh	Hijos
Educ	1.0000					
Exp	-0.5284	1.0000				
Exp2	-0.5566	0.9644	1.0000			
Htm	0.0077	0.0284	0.0054	1.0000		
Jh	-0.1206	0.2583	0.2524	0.0455	1.0000	

Hms	0.0614	-0.3810	-0.3618	-0.00554	-0.1053	1.0000
Número de condición (K): 76.97						
Índice de condición (K1/2): 8.77						

Fuente: Elaboración propia con base en la información utilizada

A continuación se presentan las estimaciones por medio del Modelo de dos etapas – Heckman.

- **Estimación del modelo 1 (Modelo de dos etapas Heckman)**

TABLA 10: REGRESIÓN POR MCO Y CORRECCIÓN POR EL MÉTODO DE HECKMAN			
Heckman (Variable dependiente w=1; w=0)			
$LnW= \beta_0+\beta_1 Educ+\beta_2 Exp+\beta_3 Exp2+\beta_4 Htm+\beta_5 Jh + \beta_6 Hijos+ \gamma \lambda$			
Variables Independientes	Coefficientes	Z	P> z
Educ	0.1135* (0.021)**	5.40	0.000
Exp	0.0484* (0.021)**	2.28	0.023
Exp2	-0.0006 (0.0003)**	-1.61	0.107
Htm	0.0029* (0.0008)**	3.68	0.000
Jh	-0.079 (0.150)**	-0.53	0.596
Hijos	-0.4775* (0.197)**	-2.42	0.016
Constante	11.18* (0.539)**	20.72	0.000
Lambda λ	-0.092 (0.1696)**	-0.55	0.584
*Significativo al 1%, 5% y 10%			
**Errores estándar.			
Número de observaciones = 10.115			
Prueba de Wald chi2 (6) = 56.30; Prob = 0.000			

Fuente: Elaboración propia con base en la información utilizada

- **Estimación del modelo 2 (Modelo de dos etapas Heckman)**

TABLA 11: REGRESIÓN POR MCO Y CORRECIÓN POR EL MÉTODO DE HECKMAN				
Heckman (Variable dependiente w=1; w=0)				
$LnW = \beta_0 + \beta_1 Educ + \beta_2 Exp + \beta_3 Exp2 + \beta_4 Htm + \beta_5 Jh + \beta_6 Hms + \gamma \lambda$				
Variables Independientes	Coefficientes	Z	P> z 	
<i>Educ</i>	0.1196* (0.021)**	5.61	0.000	
<i>Exp</i>	0.0292 (0.020)**	1.45	0.147	
<i>Exp2</i>	-0.0003 (0.0003)**	-0.93	0.354	
<i>Htm</i>	0.0028* (0.0008)**	3.52	0.000	

<i>Jh</i>	-0.101 (0.152)**	-0.66	0.507
<i>Hms</i>	-0.075 (0.199)**	-0.38	0.706
<i>Constante</i>	10.87* (0.540)**	20.11	0.000
<i>Lambda λ</i>	-0.015 (0.1698)**	-0.09	0.927
* Significativo al 1%, 5% y 10% **Errores estándar. Número de observaciones = 10.115 Prueba de Wald chi2 (6) = 49.67; Prob = 0.000			

Fuente: Elaboración propia con base en la información utilizada

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Becker, G.S (Septiembre de 1965). *A theory of the allocation of time*. En *Economic Journal* 299(77). (pp.493-517). Recuperado el 23 de Septiembre de 2013, de: <http://www.jstor.org/stable/2228949>.

Becker, G. (1987). *Tratado sobre la familia*. Madrid. Alianza Editorial.

Botello, H. & Alba, A. (2014). *El efecto de la maternidad sobre los salarios femeninos en Latinoamérica*. Semestre Económico, volumen 17, No. 36, pp. 13-38.

Budig, M. & England, P. (2001). *The Wage Penalty for Motherhood*. American Sociological Review, 66, (2), 204-225.

Casal, M. y Barham, B. (2013). *Penalizaciones salariales por maternidad y segmentación del mercado laboral: el caso de la Argentina*. Revista CEPAL 111.

Castellanos, R.; Martelo, E. & Corona, B. (2007). *Jefas de hogar: cambios en el trabajo y en las relaciones de poder*. Universidad Autónoma Metropolitana Unidad Xochimilco México. Política y cultura, no.28 , pp. 1-26.

Castellar, C. & Uribe, J. (1996). *La tasa de retorno de la educación: teoría y evidencia micro y macroeconómicas en el área metropolitana de Cali 1988-2000*. CIDSE-Universidad del Valle, pp. 1-32.

Departamento de Administrativo Nacional de Estadística (DANE). *Boletín de Prensa*. Bogotá, D. C., noviembre 21 de 2012. <http://www.dane.gov.co>.

Espinoza, N. (2008) *Estimación de la brecha salarial entre hombres y mujeres: Un análisis por cuantiles para el Ecuador*. Escuela Superior Politécnica del Litoral (ESPOL), pp. 1-63.

Flórez, C. (2000). *Las transformaciones sociodemográficas en Colombia durante el siglo xx*. Banco de la República en coedición con Tercer Mundo Editores, 10(4), pp. 101-126

Galassi, G & Andrada, M. (2009) *La relación entre educación e ingresos: Ecuaciones de Mincer por regiones geográficas de Argentina para el año 2006*. Argentina.

Galvis, L. (2010). *Diferenciales salariales por género y región en Colombia Una aproximación con regresión por cuantiles*. Documentos de trabajo sobre economía regional. Banco de la república, centro de estudios económicos regionales (CEER)-Cartagena.

Gujarati, D. & Porter, D. (2010). *“Econometría”*. Mc Graw Hill. Quinta edición

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. Citado por Olarte y Peña. (2010).

Heckman, J. (1974). *Shadow prices, market wages, and labor supply*. In: *Econometrika*. Vol. 42, No 4.

Hoffman, S & Averett, S (2015) *The Economics of Fertility. Women and the Economy: Family, work and pay* (pp.132-166). London: Palgrave Macmillan, third edition.

Harkness, S., & Waldfogel, J. (1999). *The family gap in pay: Evidence from seven industrialized countries*. Centre for Analysis of Social Exclusion, London School of Economics, CASEpaper 29.

Martínez, C. (2013). *Descenso de la fecundidad, par pasión laboral de la mujer y reducción de la pobreza en Colombia, 1990–2010*. Serie de estudios a profundidad ENDS 1990–2010.

Mincer, J. (1974). *Schooling, Experience and Earnings*. National Bureau of Economic Research.

Ministerio de Trabajo (MinTrabajo). *Encuesta de Empleo y Calidad de Vida*. Cali Noviembre 2012 Enero 2013. <http://www.mintrabajo.gov.co>.

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).

Olarte, L. y Peña, X. (2010). *El efecto de la maternidad sobre los salarios femeninos*. Universidad de los Andes. Departamento de Economía. Documento de Centro de Estudios sobre Desarrollo económico CEDE.

Parkin, M. (2007). *Macroeconomía*. Pearson Educación, México 2007. Séptima edición, capítulo 8, 200-202.

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.

Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo (2015). *Informe sobre Desarrollo Humano*. Communications Development Incorporated, Washington DC, EE.UU.

Rojas, N. (2009). *Evolución y determinantes de la participación laboral en Colombia*.

Sabogal, A. (2012). *Brecha salarial entre hombres y mujeres y ciclo económico en Colombia*. Coyuntura Económica, Vol. XLII, No. 1, junio de 2012, pp. 53-91. Fedesarrollo, Bogotá – Colombia.

Salgado, R. (2014). *Asignación del tiempo y modificación de los hábitos de consumo en España: una aplicación de la teoría de Gary Becker*. Trabajo de grado, Universidad de Coruña, Facultad de Sociología.

Sánchez, C., Cortiñas, P. & Tejera, I. (2011) *James Heckman: El sesgo de selección muestral*. ISBN 9788236264074, pp. 233-242. UNED, Madrid.

Waldfoegel, J. (1997). *The effects of children on women's wages*. American Sociological Review, 62, (2), 209-217.

Wooldridge, J. (2012). *Introductory Econometrics: A modern approach*. Fifth Edition.