

Relación entre maternidad e Inserción laboral femenina en trabajos de condiciones precarias: una comparación entre Brasil y Colombia.

Resumen

La inserción de las mujeres en el mercado de trabajo asalariado es cada vez mayor. Sin embargo, esta inserción no ha ido de la mano con la equidad, persistiendo las desigualdades de salario, protección social y acceso a oportunidades. Varios estudios han demostrado que en América Latina la participación femenina en el mercado de trabajo está concentrada en las ocupaciones informales. Un factor relevante para explicar este fenómeno, podría ser el papel que la mujer desempeña en la sociedad y en la familia. Tradicionalmente, el cuidado con los niños es visto como responsabilidad primordial de las mujeres. Luego, las mujeres que se convierten en madres, se enfrentan a cierta discriminación en el mercado laboral, precisando adaptarse a situaciones menos ventajosas que van desde salarios más bajos a contratos a tiempo parcial, o incluso ausencia de contratos formales de trabajo, restándoles las ocupaciones más precarias y con menor poder de negociación. El desafío de conciliar vida personal e inserción en el mercado laboral es un elemento clave para reflexionar sobre el futuro de la maternidad en los países de la región. El objetivo de este trabajo es analizar como la maternidad tiene un peso importante en la determinación salarial y la relación entre maternidad y la inserción laboral femenina en ocupaciones precarias. Se describe y mide los factores que obstaculizan la conciliación trabajo-familia, comparando las realidades de Brasil y Colombia. Se adopta como metodología el modelo de Heckman con corrección de sesgo de selección, para captar los efectos de la maternidad en el salario, así como también el modelo logit para evaluar el efecto de la maternidad en la inserción de la mujer en las ocupaciones de condiciones precarias. Los resultados demostraron un efecto positivo en la relación entre maternidad y ocupaciones precarias, es decir, cuanto mayor sea el número de hijos, mayor es la probabilidad de ejercer trabajos en condiciones precarias, así como sus salarios tenderán a ser menores. En otras palabras, la maternidad tiene un peso decisivo para la vinculación de las mujeres a las ocupaciones precarias. De hecho, ser madre incrementa la probabilidad de pertenecer a trabajos de condiciones precarias en 29% en Brasil y 21% en Colombia en comparación con las mujeres sin hijos. Además, se evidencia que un incremento de un hijo puede aumentar la probabilidad de las madres ingresar a trabajos de condiciones precarias en 20% en Brasil y 12% en Colombia. Las fuentes de datos utilizadas fueron la Encuesta Nacional por Muestra de Domicilios (PNAD, su sigla en portugués) para Brasil y la Gran Encuesta Integrada de Hogares (GEIH) para Colombia.

Palabras-claves: Maternidad, inserción laboral, ocupaciones precarias, Brasil, Colombia, discriminación laboral.

1. Introducción

En los últimos 30 años en América Latina, la participación de las mujeres en el mercado de trabajo se ha ampliado incesantemente, y sigue aumentando a un ritmo mayor que las tasas de participación de los hombres. Este cambio en el mercado laboral ha ocurrido en diferentes épocas y ritmos para cada región. En lo que se refiere a América Latina, en la década de 1990, el incremento de trabajo para las mujeres era del 4.1% al año, mientras que para los hombres era del 2,6% al año¹, siendo la tasa de crecimiento, por lo tanto, mayor para las mujeres. En la primera década del siglo XXI, la participación de las mujeres en el mercado de trabajo aumentó un 3%, mientras que entre los hombres disminuyó un 1%.² Sin embargo, el acceso femenino al trabajo no ha ido de la mano con la equidad, persistiendo las desigualdades de salario, protección social, de acceso a oportunidades y, sobre todo, una menor representación en las posiciones de dirección y gerencia, justamente las mejores remuneradas (ÑOPO, 2008, ABRAMO, 2009). Así, una vez que las mujeres se introdujeron en el mercado de trabajo asalariado, al mismo tiempo se experimentó el declino de las tasas de fecundidad. Sin embargo, otros factores también contribuyeron a la ocurrencia de ese fenómeno, como mayor acceso al sistema educativo, además de los cambios en los papeles tradicionales en el interior de la familia y transformación en el mundo productivo, marcado por una mayor participación en el sector de servicios (SANTAMARÍA Y ROJAS, 2001; Y CAVENAGHI, 2004, RIOS-NETO, 2000). La participación femenina en el mercado de trabajo remunerado trae una reducción de la dependencia de la mujer en relación a los hombres, teniendo como efecto modificaciones en el interior de la familia principalmente por el cambio en las relaciones de género, por la mayor individualización y la descomplementariedad de los roles entre hombres y mujeres en la familia (WAJNMAN, 2012, MCDONALD, 2000). De esta forma, también el mercado de trabajo fue modificado. Sin embargo, la mano de obra femenina está dirigida a trabajos precarios, pues, la condición de madre, dificulta e influye en su participación en el mercado laboral y en la conciliación trabajo-familia (RODRÍGUEZ M, 2009; OLIVEIRA M E TORRES M, 2013).

¹ Disponible em: <http://white.oit.org.pe/spanish/260ameri/publ/panorama/1999/temaespe.html#grafico2a> (OIT).

² Segundo o informe regional da Organização Internacional do Trabalho (OIT, 2013), considerando dados de 2010

Bajo esta perspectiva, el objetivo de este trabajo es analizar como la maternidad tiene un peso importante en la determinación salarial y la relación entre maternidad y la inserción laboral femenina en ocupaciones precarias. Por lo tanto, se describe y mide los factores que obstaculizan la conciliación trabajo-familia, comparando las realidades de Brasil y Colombia.

En este artículo, se adopta la definición de trabajo precario utilizada por Kalleberg (2009):

(...) trabajo incierto, imprevisible, en el cual los riesgos laborales son asumidos principalmente por el trabajador, y no por sus empleadores o por el gobierno. Algunos ejemplos de trabajos precarios incluyen actividades en el sector informal y empleos temporarios en el sector formal. El trabajo precario no es una novedad y este existe desde el inicio de los trabajos asalariados. (Traducción libre)

De esta forma, se considera como ocupación en condiciones precarias: a) trabajos inciertos sin contrato escrito; b) trabajos con contratación escrita, donde los empleados trabajan más de las horas semanales legalmente reglamentadas por los gobiernos de Brasil (44h) y Colombia (48h).

El principal aporte de este trabajo es contribuir a la reflexión sobre las limitaciones que se enfrentan hoy las mujeres para inserirse en el mercado de trabajo, y el impacto que representa la maternidad sobre la participación de estas, dado la dificultad de la conciliación trabajo-familia.

2. Metodología

2.1 Modelo teórico

a) Modelo de Heckman

Para analizar cuanto la maternidad afecta los salarios de las mujeres en los dos países, se recurre a la aplicación del modelo de Heckman (1979) para la corrección de sesgo de selección. El problema del sesgo por selección surge por dos razones, la auto-selección, el cual se produce cuando los individuos o las unidades de datos se autoseleccionan. Y el segundo, está relacionado con la decisión de la selección de la muestra bajo un diseño de muestreo no aleatorio, para obtener una submuestra de la población subyacente al objeto del análisis. Esto produce una descripción de

características de la población que no describen la realidad, por tanto, las estimaciones de la muestra seleccionada estarían sesgadas por variables omitidas. El modelo de Heckman consiste en las siguientes ecuaciones estructurales:

:

$$y_i^{s*} = \delta^{s'} \theta_i^s + \varepsilon_i^s \quad (1)$$

$$y_i^{r*} = \delta^{r'} \theta_i^r + \varepsilon_i^r \quad (2)$$

En el que y_i^{s*} representa la variable latente de la ecuación de selección para el individuo i , y_i^{r*} es la variable dependiente de la regresión. θ_i^s simboliza el vector de variables observadas que determinan las características de la variable dependiente de la ecuación de selección, y θ_i^r las variables independientes de la regresión objetivo. Estas covariables pueden ser iguales o diferente. Ya $\delta^{s'}$ y $\delta^{r'}$, son el conjunto de parámetros a ser estimados de la ecuación 1 y 2 respectivamente. Las variables ε_i^s y ε_i^r representan el error de las ecuaciones. Observamos:

$$y_i^s = \begin{cases} 0, & \text{si } y_i^{s*} < 0 \\ 1, & \text{caso contrario} \end{cases} \quad (3)$$

$$y_i^r = \begin{cases} 0, & \text{si } y_i^s = 0 \\ y_i^{r*}, & \text{caso contrario} \end{cases} \quad (4)$$

La ecuación 3 representa la ecuación de selección o regresión auxiliar, que corresponde a un modelo probit, el cual mide la probabilidad de estar en la muestra y a su vez corresponde a un modelo de elección discreta, el cual permite corregir el sesgo de selección muestral debido a características inobservables que hacen pertenecer o no a la submuestra. La ecuación 4 representa la ecuación de interés que corresponde a la regresión que se pretende estimar. Esta condición quiere decir que solo observamos y_i^r , que es nuestra regresión objetivo, si la variable dependiente de la ecuación de selección y_i^{s*} , toma valores positivos. De esta relación se puede decir que la dependencia observada entre y_i^s y y_i^r puede ser escrita tomando la esperanza condicionada:

$$E(y_i^r | \theta^r = \theta_i^r, \theta^o = \theta_i^s, y_i^s = 1) = \delta^{r'} \theta_i^r + E(\varepsilon^r | \varepsilon^s \geq -\delta^{s'} \theta_i^s). \quad (5)$$

Si este modelo es estimado por mínimos cuadrados ordinarios (MCO), los resultados generalmente pueden ser inconsistentes. Es decir que $E(\varepsilon^r | \varepsilon^s \geq -\delta^{s'} \theta_i^s) \neq 0$, a menos que ε^r y ε^s tiene medias independientes, en este caso ($\rho=0$) en la ecuación que sigue (6))

Asumimos que los términos de errores tienen una distribución normal con media cero y varianza σ , es decir:

$$\begin{pmatrix} \varepsilon^s \\ \varepsilon^r \end{pmatrix} \sim N \left(\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} 1 & \rho \\ \rho & \sigma^2 \end{pmatrix} \right), \quad (6)$$

Por tanto, existe una correlación entre los erros, $corr(\varepsilon^s, \varepsilon^r) = \rho$.³

b) Modelo logit

Para investigar la relación entre la maternidad y la inserción en trabajo precario, usaremos el modelo logit, el cual es un modelo de probabilidad donde la variable es de carácter binario. Así, a partir de este modelo podemos medir la probabilidad de las mujeres con hijos inserirse en el mercado de trabajo de condiciones precarias, de tal forma que:

$$\text{Logit}(p_i) = \ln\left(\frac{p_i}{1-p_i}\right) = \beta_1 + \beta_2 X_{2i} + \dots + \beta_p X_{pi} + u_i, \quad (7)$$

donde, $y_i = 1$ si, pertenece a ocupaciones precarias, y si $y_i = 0$, caso contrario. El X_i , es un vector de características y β representan los coeficientes que indican el impacto de una variación ocurrida en las variables explicativas sobre la variable dependiente. De esta forma, la $E(y_i/X_i) = P_i$, así, P_i , es definido por:

$$P_i = \frac{e^z}{1+e^{-z}}, \quad (8)$$

siendo Z la parte sistemática de la ecuación $z_i = \beta_1 + \beta_2 X_{2i} + \dots + \beta_p X_{pi}$.

2.2 Modelo Empírico

Para el abordaje sobre cuanto la maternidad afecta los salarios de las mujeres con edad entre 15 y 49 años, en los dos países del análisis, se considera el modelo de Heckman (1979), inicialmente la regresión de selección correspondiente al modelo Probit, el cual mide la probabilidad de las mujeres participar en la fuerza laboral. Así, y_i^s

³ Para información de cómo se estiman los parámetros, ver Greene (2002).

representa una función indicadora que denota un factor que interfiere en la participación de la mujer en el mercado de trabajo, por lo tanto, y_i^s es una *dummy* que toma el valor de uno ($p_i^s = 1$) para las mujeres que participan en el mercado laboral, y asume el valor de cero ($p_i^s = 0$) para las mujeres que no participan en el mercado de trabajo para el mismo grupo de edad. Por lo tanto, es razonable suponer que existe un vector de variables observadas (θ_i^s), conformado por características como: situación de domicilio, siendo una *dummy* (igual a 1, si pertenece a la área urbana), cuatro *dummies* para años de escolaridad (0-3, 4-8, 9-11, y más de 12 años), donde la variable de referencia que representa los años de escolaridad fueron las mujeres con 0 a 3 años de estudio, cuatro *dummies* para la edad de la mujer (15 -19, 20-29, 30-39 y 40-49) donde la variable de referencia fue la edad de 20 a 29, tres *dummies* para el estado conyugal (unidas⁴, alguna vez unidas, ⁵solteras), teniendo como variables de referencia las unidas, una *dummy* para la variable tener hijos (igual a 1, si tiene hijos), finalmente cuatro *dummies* para la variable que representa la cantidad de hijos (1 hijo, 2 hijos, 3 hijos y más de 3 hijos) teniendo como referencia para esta variable 2 hijos. Estas características en conjunto determinan p_i^{s*} , de esa forma, p_i^s , es definido por:

$$p_i^s = \begin{cases} 0, & \text{si } p_i^{s*} < 0 \\ 1, & \text{caso contrario} \end{cases} \quad \text{sabiendo que } p_i^{s*} = \delta^{s'}\theta_i^s + \varepsilon_i^s \quad (9)$$

donde, y_i^{s*} es el indicador de la probabilidad y θ_i^s es el vector de variables observadas expuestas anteriormente que determinan la condición de participar para en la fuerza laboral o no. Así, la ecuación referente a los determinantes salariales de las mujeres trabajadoras será expuesta de la forma:

$$\ln w_i^r = \begin{cases} 0, & \text{si } y_i^{s*} = 0 \\ \ln w_i^{r*}, & \text{caso contrario} \end{cases}, \ln w_i^{r*} = \delta^{r'}\theta_i^r + \varepsilon_i^r \quad (10)$$

Siendo θ_i^r el vector de características de las trabajadoras, considerando las mismas variables explicativas nombradas anteriormente. Sin embargo, la variable de status marital fue representada por la característica de ser casadas o no, es decir que se consideró una *dummy* para el estado marital casadas, (toma el valor de 1, si era casada).

⁴ Se consideran como unidas las mujeres en unión libre y las casadas.

⁵ Se definió como estatus marital alguna vez unidas, las mujeres que eran divorciadas, separadas, y viudas. En el caso de Brasil, que reporta mujeres desquitadas, estas mujeres fueron consideradas como divorciadas, por cuestiones de comparación dado que no existe esa categoría en Colombia.

Además, se incluyeron características como: condición familiar (igual a 1 si es jefa de hogar) y la variable de número de hijos que representa que tan determinante son los hijos en el salario de las mujeres colombianas y brasileras. lnw_i^{r*} representa la variable explicada ingreso que es ajustada a partir de la ecuación de selección. El $\delta^{r'}$, es un vector de parámetros que predicen los pesos de la probabilidad de las variables evaluadas y las correlaciones de estas con la variable dependiente. Reescribiendo la ecuación en su forma extendida, las dos ecuaciones utilizadas en la estimación de Heckman (1979) son expresadas como:

$$E(lnw_i^r / \theta_i^r, y_i^{s*} > 0) = \delta_0 + \beta_1 area_{1,i} + \beta_2 statusmar_{1,i} + \beta_3 Cond. fam_{1,i} + \sum_{i=0}^4 \beta_4 escol + \sum_{i=0}^4 \beta_5 edad. mujer + \beta_6 n^o hijos_{1,i} + \varepsilon_{1,i} \quad (11)$$

Por otro lado, cuando analizamos la relación entre la maternidad y la inserción en ocupaciones de condiciones precarias, usamos el modelo logit. Donde $Logit(p_i)$, representa el trabajo en condiciones precarias de acuerdo con definición usada en este trabajo, de tal forma que:

$$\ln\left(\frac{p_i}{1-p_i}\right) = Logit(p_i) = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \dots + \beta_p X_{pi} + u_i, \quad (12)$$

donde, $y_i = 1$ si, pertenece a ocupaciones precaria, y si $y_i = 0$, caso contrario, con probabilidad de suceso p_i . Así, encontrarse desempeñando trabajo precario es la variable dependiente, explicada por las siguientes variables independientes: status marital (casada, en unión libre, separada, viuda y soltera); situación de domicilio (área urbana o rural); años de estudio de la mujer (0-3, 4-8, 9-11, y más de 12 años), edad de la mujer (15-19, 20-29, 30-39 y 40-49 años), si tiene hijos (sí o no) y número de hijos (variable numérica). β son, los coeficientes que producen el impacto de una variación ocurrida en las variables explicativas sobre la probabilidad la variable dependiente con respecto a las referencias. De esa forma, a $E(y_i/X_i) = P_i$, assim, P_i , es definido de la forma:

$$P_i = \frac{e^z}{1 + e^{-z}}, \quad (13)$$

siendo Z la parte sistemática, de la ecuación $z_i = \beta_1 + \beta_2 X_{2i} + \dots + \beta_p X_{pi}$.

3. Análisis descriptivo

Las fuentes de datos utilizadas para el desarrollo de la investigación fueron, la Gran Encuesta Integrada de Hogares (GEIH), realizada por el DANE, en el caso de Colombia para el año 2015, y análogamente los datos de la Encuesta Nacional por Muestras de Domicilios (PNAD, su sigla en portugués), realizada por el IBGE, para el caso de Brasil en el mismo año. La tabla 1 representa características generales de los casos considerados en el modelo de Heckman; y la tabla 2 presenta las características de los casos considerados en el modelo logit.

Tabla.1 Características de las mujeres jefas o conyugues de 15 a 49 años consideradas en la construcción del modelo de Heckman

Variabes	Brasil, 2015	Colombia,2015
Tamaño de la muestra	60.862	119.649
Muestra expandida	34.744.676	7.330.987
Casadas	48%	27%
Consensual	34%	52%
Solteras	11%	7%
Viudas	1%	2%
Separadas	4%	13%
Número medio de hijos en el domicilio	1,46	1,79
Edad Media (años)	36	35
Población económicamente activa (PEA)	70%	49%
Ocupadas	63%	47%
Condición familiar: Jefa de hogar	37%	34%
Condición familiar: Conyugue	63%	66%
Proporción residente en área urbana	86%	78%

Fuente: Elaboración propia de las autoras a partir de los datos del IBGE-PNAD, 2015 y DANE-GEIH, 2015.

Tabla.2 Características de las mujeres jefas o conyugues **ocupadas** de 15 a 49 años consideradas en la construcción del modelo de regresión logística binaria (logit)

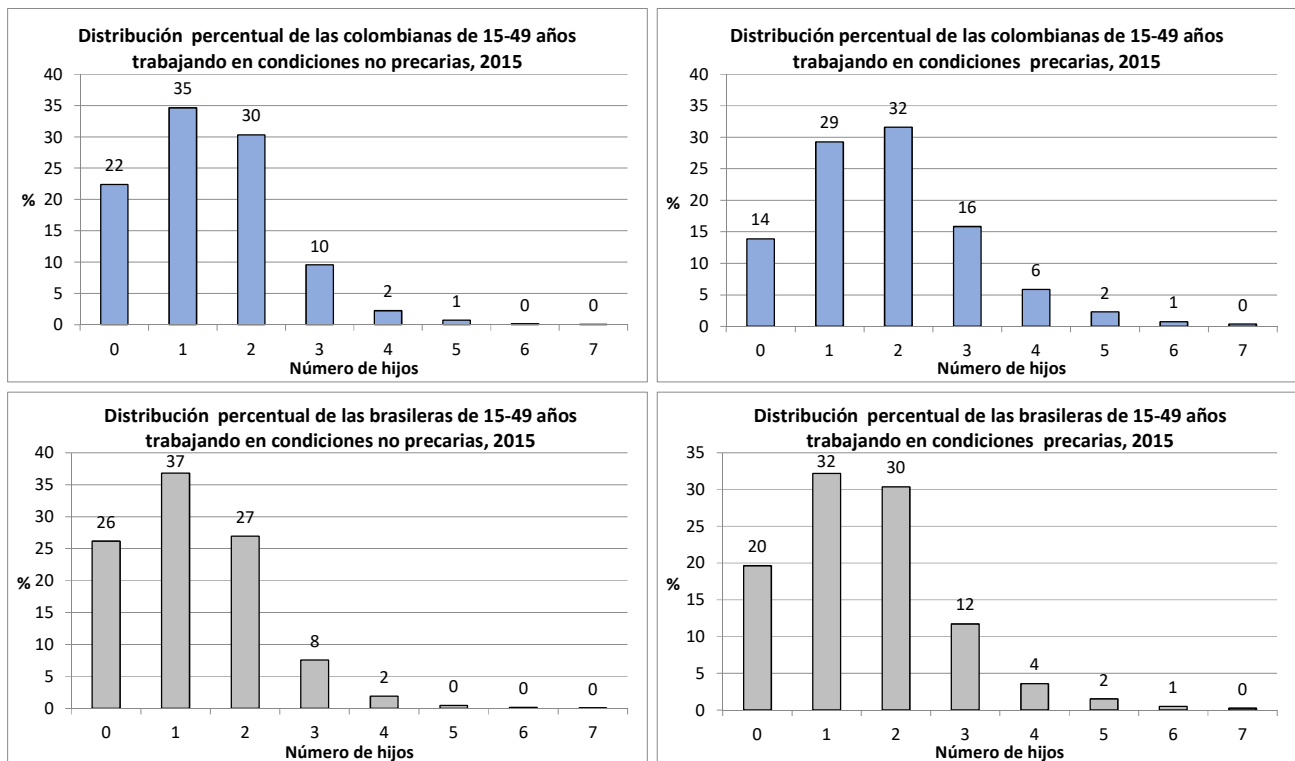
Variabes	Brasil, 2015	Colombia,2015
Tamaño de la muestra	37.965	58.719
Muestra expandida	21.850.021	3.455.059
Ocupadas en trabajo precario	45%	55%
Casada	49%	26%
Unión libre	31%	42%
Separada	14%	20%
Viuda	1%	2%
Soltera	5,1%	10%
Escolaridad: 0 a 3 años	29%	7%
Escolaridad: 4 a 8 años	26%	22%
Escolaridad: 9 a 11 años	40%	35%
Escolaridad: 12+ años	5%	36%
Edad de la mujer: 15-19	1%	1%
Edad de la mujer: 20-29	19%	23%
Edad de la mujer: 30-39	41%	39%
Edad de la mujer: 40-49	39%	37%
Condición familiar: Jefa de hogar	40%	46%

Condición familiar: Conyugue	60%	54%
Proporción residente en área urbana	86%	87%
Tiene hijo(s)	77%	82%
Número medio de hijos en el domicilio	1,4	1,6

Fuente: Elaboración propia de las autoras a partir de los datos del IBGE-PNAD, 2015 y DANE-GEIH, 2015.

Una de las hipótesis de este trabajo, es considerar que hay una relación entre maternidad y participación laboral de las mujeres en ocupaciones de condiciones precarias. La figura 1 muestra las distribuciones de las mujeres de 15 a 49 años según el número de hijos que viven en el domicilio contrastando aquellas que están en ocupaciones en condiciones precarias con las que no se encuentran en esta categoría. Podemos destacar que es más común las mujeres inseridas en trabajos en condiciones precarias tener dos o más hijos en el domicilio que aquellas en condiciones laborales no precarias.

Figura.1: Panorama de maternidad por número de hijos y edad de los hijos, Mercado de trabajo, Brasil-Colombia, 2015.



Fuente: Elaboración propia de las autoras a partir de los datos del IBGE-PNAD, 2015 y DANE-GEIH, 2015.

4. Resultados

Los resultados para los determinantes salariales femenino, se obtuvieron a partir de 42.226 observaciones, de las cuales 4261 fueron censuradas 37.965 fueron observadas,

en el caso de Brasil. Para analizar los determinantes salariales de las mujeres colombianas, se trabajó con 113.953 observaciones de las cuales 60.898 fueron censuradas y 53055 fueron observadas. La Tabla 3, presenta los resultados de las estimaciones por el modelo de Heckman para los determinantes salariales. Así, observamos que la ecuación de selección, es decir la primera etapa del modelo, representa la probabilidad de las mujeres participar en el mercado de trabajo. Estas estimaciones evidencian que las características como área de residencia, estado conyugal, escolaridad, edades de la mujer, cantidad de hijos, son particularidades significativas en cuanto a la posibilidad de participar en la fuerza de trabajo. Por lo tanto, podemos observar, como algunas características sociales y culturales explican gran parte de la diferencia de participación en el mercado de trabajo.

Observamos que ser una mujer que vive en zona urbana aumenta la chance de participar en el mercado de trabajo en 0,44 en comparación con las mujeres que viven en zonas rurales en Colombia, mientras en Brasil, las mujeres que viven en zonas urbanas tienen menores chances de participar en 0,47 en el mercado laboral, comparativamente con las mujeres que no viven en zonas urbanas. En relación a los parámetros asociados al *status* marital, revelan que las mujeres solteras o alguna vez unidas aumentan la probabilidad de estar ocupadas en 0,61, y 0,73 respectivamente en Colombia y se reduce en -0,04 para las mujeres solteras brasileras y aumenta en 0,02 para las mujeres alguna vez divorciadas en Brasil, en comparación con las mujeres que están en unión libre y casadas. Por tanto, el hecho de estar casada o unida, genera una disminución sobre la posibilidad de situarse en el mercado de trabajo. Este hecho nos puede estar recogiendo la diferencia en la división social de tareas entre los dos sexos cuando conviven en pareja, el hombre mayoritariamente sustenta económicamente la familia, mientras que la mujer debe cuidar de la familia lo que hace que deba realizar una gran parte de las tareas del hogar que les provoca una disminución en la probabilidad de participar en el mercado de trabajo. Las estimaciones respecto a la escolarización sugieren que la educación juega un papel importante en la participar de la mujer al mercado laboral, observamos que el hecho de los parámetros aumentar en los dos países a medida que aumenta los años en educación, es un reflejo que cuanto mayor es la inversión en el capital humano, mayor es la probabilidad de la participación de la mujer en el mercado laboral. En otras

palabras, la educación se torna un factor diferencial, así cuanto menor escolaridad tenga una mujer, mayores dificultades tendrán para ingresar al mercado de trabajo.

El mismo análisis puede ser aplicado para la edad. Debido que los resultados muestran que las mujeres con edades entre 15 a 19 años, reducen la chance de participar al mercado de trabajo en comparación con las mujeres de 20 a 29 años, incluso observamos que tener una edad mayor de 29 años y menor de 40, aumenta la posibilidad de ingresar a la fuerza laboral en comparación con las mujeres que tienen 20 a 29 años en Brasil, mientras en Colombia, tener más de 29 años aumenta la chance de estar en el mercado laboral femenino una vez comparados con el mismo grupo de edad. De esta forma, la edad contribuye positivamente a la inserción en el mercado de trabajo, puesto que esta es una característica es coherente con la experiencia laboral la mujer, por esta razón el aumento de las edades generó un aumento en la chance de estar empleadas. En lo que se refiere a los coeficientes asociados a la maternidad, los resultados muestran el impacto de este factor en la inserción laboral femenina. Tener hijos reduce la chance de ingresar al mercado de trabajo en 0,3 y 0,04 en comparación con las mujeres que no tiene hijos en Colombia y Brasil respectivamente. También se verifica que el número de hijos determinaría en gran medida la participación de la mujer en el mercado de trabajo, presentado una relación negativa, es decir, que a media que aumenta el número de hijos menor será la probabilidad de participar en el mercado de trabajo.

Tabla.3 - Resultados de las estimaciones del modelo determinante salarial femenino, Colombia y Brasil, 2015.

Nombre de las variables	VARIABLES ESTIMADAS	Colombia Coeficiente	VARIABLES ESTIMADAS	Brasil Coeficiente
Participar fuerza de trabajo				
	Intercepto	-0,8341*** (<0,0001)	Intercepto	1,3262773*** (<0,0001)
Área	Urbana	0,4464*** (<0,0001)	Urbana	-0,4783*** (<0,0001)
Estado marital	Solteras	0,6101*** (<0,0001)	Solteras	-0,0423*** (<0,0001)
	Alguna vez unidas	0,7307*** (<0,0001)	Alguna vez unidas	0,0225*** (<0,0001)
Escolaridad	4 a 8 años	0,0796*** (<0,0001)	4 a 8 años	0,0364*** (<0,0001)
	9 a 11	0,2317*** (<0,0001)	9 a 11	0,0961*** (<0,0001)

	12+ años	0,6152*** ($<0,0001$)	12 a mas	0,4180*** ($<0,0001$)
Edad de la madre	Edad de 15 a 19	-0,7178*** ($<0,0001$)	Edad de 15 a 19	-0,4688*** ($<0,0001$)
	edad 30 a 39	0,3177*** ($<0,001$)	edad 30 a 39	0,3191*** ($<0,001$)
	edad 40 a 49	0,2970*** ($<0,0001$)	edad 40 a 49	-0,5104*** ($<0,0001$)
	Tener hijos	-0,3032*** ($<0,0001$)	Tener hijos	-0,0408*** ($<0,0001$)
Cantidad de hijos	Un hijo	0,1076*** ($<0,0001$)	Un hijo	0,0110*** ($<0,0001$)
	Tres hijos	-0,0827*** ($<0,0001$)	Tres hijos	-0,0827 *** ($<0,0001$)
	Mas de tres Hijos	-0,0629*** ($<0,0001$)	Mas de tres Hijos	-0,1688*** ($<0,0001$)
Salario				
	Intercepto	12,1419*** ($<0,0001$)	Intercepto	2,8537*** ($<0,0001$)
Área	Urbana	0,4901 *** ($<0,0001$)	Urbana	1,6870*** ($0,0001$)
Estado marital	Casadas	0,0806*** ($<2,75e-06$)	Casadas	0,0684 * ($0,0173$)
Condición familiar	Condición familiar	0,1025*** ($2,95e-08$)	Condición familiar	0,3176*** ($<0,0001$)
Escolaridad	4 a 8 años	0,2969*** ($<0,0001$)	4 a 8 años	0,2849*** ($1,56e-07$)
	9 a 11	0,5721*** ($<0,0001$)	9 a 11	1,0963*** ($<0,0001$)
	12 a mas	1,2285*** ($<0,0001$)	12 a mas	2,3679*** ($<0,0001$)
Edad de la madre	Edad de 15 a 19	-0,1639* ($0,0305$)	Edad de 15 a 19	-1,2924*** ($1,99e-10$)
	edad 30 a 39	0,1375*** ($0,0305$)	edad 30 a 39	0,6637*** ($3,02e-12$)
	edad 40 a 49	0,1696*** ($5,93e-16$)	edad 40 a 49	0,8954*** ($4,19e-11$)
Número de hijos	Número de hijos	-0,0588*** ($<0,0001$)	Número de hijos	-0,1926** ($<0,0001$)
Inversa de Mills	Inv. Mills	-0,1367 ** ($0,00486$)	Inv. Mills	3,8386*** ($8,62e-06$)
Sigma	Sigma	1,5079	Sigma	3,2246
Rho	Rho	-0,0906	Rho	1,1904

Fuente: Elaboración propia de las autoras a partir de los datos del IBGE-PNAD, 2015 y DANE-GEIH, 2015.

Nota: ***, **, *, ", denotan la significancia de 0%, 1%, 5% y 10%, respectivamente.

La ecuación de regresión resultado, es decir, la ecuación de segunda etapa para medir los determinantes salariales, relacionan la maternidad con el salario femenino. En lo que

respecta a los parámetros estimados, para el área residencial, los resultados retratan las mujeres que residen en áreas urbanas, tienen mayor salario que las mujeres que viven en zonas rurales. Sin embargo, llama la atención que estar casada es una condición que impacta positivamente en el salario femenino, es decir que una vez las mujeres casadas se insieren en el mercado de trabajo, estas tienen mayor salario que aquellas que no se encuentran en esta condición marital, manteniendo todas las otras variables constantes. En relación a la condición familiar, tener una posición de jefa de hogar genera una relación positiva con el incremento en el salario. Por otro lado, con respecto los años de estudio, observamos que el nivel educativo refleja un impacto positivo y creciente sobre el salario percibido por las mujeres, es decir entre más cualificada una mujer su salario tendera a ser creciente. De la misma forma, las estimaciones de las edades presentaron una relación directa con el salario, así, en la medida que las mujeres aumentan en edad, lo cual puede representar su experiencia laboral, su salario tendera a ser mayor. Finalmente, el signo negativo y significativo del parámetro sobre el número de hijos, nos revelan que la maternidad tiene un efecto negativo en cuanto a los salarios de las mujeres. Esta relación nos indica que las mujeres que se convierten en madres, se enfrentan a cierta discriminación en el mercado laboral, precisando adaptarse a situaciones menos ventajosas que con salarios más bajos. Luego, las mujeres con mayor número de hijos tenderán a posicionarse en ocupaciones donde el salario será menor que generalmente son contrataciones inestables.

La Tabla 3, también presenta los valores de los coeficientes estimados de la relación inversa de Mills. Los resultados indican que existe un sesgo de selección, ya que los coeficientes de la relación inversa de Mills son estadísticamente significativos y por tanto la aplicación del modelo es necesaria. De esta forma al evaluar la inversa de Mills en la ecuación de interés, los resultados obtenidos se tornan confiables.

Los análisis anteriores demostraron que tener hijos es determinante tanto en la participación de la mujer en el mercado de trabajo como en los salarios de estas. Consecuentemente, estamos interesados en medir como la maternidad puede interferir en la chance de la mujer inserirse en el mercado de trabajo precario. Las tablas 4 y 5 representan los resultados de las estimaciones obtenidas a partir del modelo de regresión logística binaria para Brasil y Colombia adoptando como año de referencia

2015. Han sido generados para los dos países dos modelos. En ambos la variable respuesta fue estar inserida en condiciones precarias en el mercado laboral (sí o no). Las variables explicativas consideradas en el modelo 1 fueron: área de residencia (rural o urbana); edad de mujer, estado marital, escolaridad mensurada en años de estudio y tener o no hijos en el domicilio. En el modelo 2, fueron testadas las mismas variables, pero se sustituyó la variable tener o no hijos en el domicilio por el número de hijos en el domicilio⁶.

Tabla.4 - Resultados de las estimaciones del modelo logit, inserción femenina en trabajos precarios, Brasil, 2015.

	Coefficientes	Sig.	Exp(B)
Modelo 1: trabajo precario			
Constante	-0,8997	0,0000	0,4067
Área (Ref. Urbana)			
Rural	1,6196	0,0000	5,0510
Status marital (Ref. Casada)			
Unión libre	0,1982	0,0000	1,2192
Separada	0,1385	0,0000	1,1486
Viuda	0,1703	0,0000	1,1857
Soltera	0,0776	0,0000	1,0807
Escolaridad (Ref. 12+ años)			
0-3	-0,0421	0,0000	0,9588
4-8	0,7766	0,0000	2,1742
9-11	0,1278	0,0000	1,1363
Edad (Ref. 40-49)			
15-19	0,5850	0,0000	1,7951
20-29	-0,0620	0,0000	0,9399
30-39	-0,0940	0,0000	0,9103
Hay hijos en el domicilio (Ref. Sin hijos)			
Con hijos	0,2557	0,0000	1,2914
Modelo 2: trabajo precario			
Constante	-0,9340	0,0000	0,3930
Área (Ref. Urbana)			
Rural	1,5810	0,0000	4,8598
Status marital (Ref. casadas)			
Unión libre	0,1965	0,0000	1,2172
Separada	0,1290	0,0000	1,1377
Viuda	0,1496	0,0000	1,1614
Soltera	0,1138	0,0000	1,1205
Escolaridad (Ref. 12+ años)			
0-3	-0,0525	0,0000	0,9489
4-8	0,7255	0,0000	2,0658
9-11	0,1197	0,0000	1,1272
Edad (Ref. 40-49)			

⁶ Las autoras reconocen que la edad de los hijos es factor importante a ser controlado. Niños de hasta 3 años y adolescentes, por ejemplo, no demandan la misma intensidad o tipo de cuidado. En la continuidad de este estudio se pretende profundizar ese aspecto. A medida que los hijos crecen, pueden incluso cooperar con sus madres, dividiendo la carga de trabajo y costos de manutención del domicilio.

15-19	0,6541	0,0000	1,9235
20-29	-0,0232	0,0000	0,9771
30-39	-0,1083	0,0000	0,8974
Número de hijos en el domicilio	0,1824	0,0000	1,2001

Fuente: Elaboración propia de las autoras a partir de los datos del IBGE -PNAD, 2015.

Tabla.5 - Resultados de las estimaciones del modelo logit, inserción femenina en trabajos precarios, Colombia, 2015.

	Coefficientes	Sig.	Exp(B)
Modelo 1: trabajo precario			
Constante	-1,1904	0,0000	0,3041
Area (Ref. Urbana)			
Rural	0,5642	0,0000	1,7581
Estado marital (Ref. Casada)			
Unión libre	0,0670	0,0000	1,0693
Separada	0,0584	0,0000	1,0602
Viuda	0,1546	0,0000	1,1672
Soltera	-0,2012	0,0000	0,8177
Escolaridad (Ref. 12+ años)			
0-3	3,3158	0,0000	27,5439
4-8	2,5929	0,0000	13,3683
9-11	1,3740	0,0000	3,9513
Edad (Ref. 40-49)			
15-19	1,0429	0,0000	2,8374
20-29	-0,0222	0,0000	0,9781
30-39	-0,0943	0,0000	0,9100
Hay hijos en el domicilio (Ref. Sin hijos)			
Con hijos	0,1918	0,0000	1,2114
Modelo 2: trabajo precario			
Constant	-1,2030	0,0000	0,3003
Area (Ref. Urbana)			
Rural	0,5456	0,0000	1,7257
Estado marital (Ref. Casada)			
Unión libre	0,0636	0,0000	1,0657
Separada	0,0528	0,0000	1,0542
Viuda	0,1492	0,0000	1,1610
Soltera	-0,1739	0,0000	0,8404
Escolaridad (Ref. 12+ años)			
0-3	3,2490	0,0000	25,7635
4-8	2,5444	0,0000	12,7359
9-11	1,3533	0,0000	3,8700
Edad (Ref. 40-49)			
15-19	1,0887	0,0000	2,9705
20-29	0,0046	0,1860	1,0046
30-39	-0,1029	0,0000	0,9022
Número de hijos en el domicilio	0,1195	0,0000	1,1269

Fuente: Elaboración propia de las autoras a partir de los datos del DANE-GEIH, 2015.

Tanto en Brasil como en Colombia, las mujeres residentes en áreas rurales son más propensas a estar inseridas en el mercado laboral en condiciones precarias que las mujeres de las áreas urbanas. De acuerdo con el modelo 1, las mujeres de las áreas rurales de Brasil tienen 5 veces más chances de estar inseridas en el mercado laboral

en condiciones precarias que las mujeres de las áreas urbanas. En Colombia, la desigualdad de condiciones entre unas y otras es menor: las mujeres de áreas rurales tienen una chance 70% mayor de tener un vínculo laboral precario que las mujeres de las áreas urbanas.

Aunque en líneas generales en ambos los países tener 12+ años de estudios funcione como factor de protección importante frente al trabajo precario. En Brasil, las mujeres de 4-8 años de estudios o de 9-11 años de estudios están más expuestas al riesgo de vínculos laborales precarios que mujeres con 12+ años de estudios o mismo aquellas de 0-3 años de estudios. Una hipótesis explicativa puede ser el impacto de regulaciones del trabajo doméstico en Brasil, actividad que tradicionalmente emplea las mujeres de menor escolaridad, y que en los últimos años facilitó la formalización con fines de garantizar derechos laborales básicos.

Llama la atención que en Colombia son observadas mayores distinciones entre las más y menos escolarizadas que en Brasil. En Colombia, de acuerdo con el modelo 1, las mujeres de 0-3 años de estudios tienen 27,5 veces más chance de estar en el mercado laboral en condiciones precarias que las mujeres con 12+ años de estudios.

Cuando a la edad de la mujer, tanto en Colombia cuanto en Brasil se observa que las mujeres de 15-19 años son más vulnerables al trabajo precario que las mujeres de 40-49 años. En Colombia, las adolescentes tienen casi 3 veces más chance de estar en el mercado laboral en condiciones precarias que las mujeres del tramo etario 40-49 años. En Brasil, de acuerdo con el modelo 1, las adolescentes tienen casi 80% a más de chance de tener un vínculo precario en el mercado laboral que las mujeres maduras (40-49 años). Pero, se debe resaltar que en ambos los países, las mujeres de 20-39 años son menos vulnerables a la precariedad laboral que las mujeres de 40-49 años.

Por último, conviene apuntar que los parámetros de tener hijos y el número de hijos fueron positivas y significativas, revelando así, la influencia que puede tener la prole sobre las oportunidades laborales de las mujeres. De manera que, no solo la maternidad aumenta la chance de pertenecer a mercado de trabajo en condiciones precarias, así como también mayor número de hijos implica mayor probabilidad de pertenecer a esta categoría de trabajo. En efecto, los resultados muestran que, manteniendo todas las variables constantes, tener hijos en el domicilio aumenta en 29% la chance de una

brasileña tener trabajo precario comparado a una brasileña sin hijos en el domicilio. Entre las colombianas, tener hijos en el domicilio aumenta en 21% la chance de estar inserida en el mercado laboral en condiciones precarias en contraste con una mujer sin hijos en la casa.

Asimismo, vemos un aumento de 20% y 12% en la chance de la mujer entrar a la fuerza de trabajo de condiciones precarias por el aumento de un hijo en el domicilio en Brasil y Colombia respectivamente.

5. Conclusión

En las últimas décadas se ha producido un fuerte incremento de la proporción de mujeres en el mercado de trabajo. Sin embargo, pocas han sido las modificaciones laborales que permiten la debida incorporación de las madres al mundo laboral en condiciones de igualdad frente a los hombres y a las demás mujeres. Es un hecho que la discriminación en el mercado de trabajo aun restringe las opciones de las mujeres para obtener acceso a empleos formales. Los análisis descriptivos rectificaron que grande proporción de las mujeres ocupadas en Brasil y Colombia, se encuentran posicionadas en el mercado de trabajo precario. El 45% de las brasileñas con edades entre 15-49 años se encuentran en este tipo de trabajo. En Colombia la situación es un poco más frecuente, puesto que el 55% de las colombianas están ejerciendo trabajos en condiciones precarias. Mas de allá de los factores como la escolaridad, el área de residencia y edad, pudimos observar a través de los resultados que características asociadas a la situación familiar, como el estado marital y la maternidad, pueden obstaculizar la participación de la mujer en el mercado de trabajo formal. Así, aún persiste la dificultad de conciliar la vida familiar y la vida laboral entre las mujeres colombianas y brasileñas, principalmente con hijos en el domicilio. Estas dificultades se expresan en el mercado laboral a través de bajos salarios y aumento de la participación femenina en trabajos de condiciones precarias. En este sentido los conflictos de la conciliación familia-trabajo junto a la dificultad de empleabilidad representan aun un desafío para la inserción de las madres en el mercado de trabajo formal, convirtiéndose este en un elemento clave para reflexionar.

De manera general, se evidenció que la maternidad tiene un peso decisivo para la vinculación de las mujeres a las ocupaciones precarias, de hecho, no solo ser madre

incrementa la probabilidad de pertenecer a trabajos de condiciones precarias. Mujeres con mayor número de hijos tienen una mayor probabilidad de pertenecer a las ocupaciones precarias. Una posible explicación sustantiva es que estas categorías de ocupaciones en general permiten mayor flexibilidad en el uso del tiempo. La necesidad de ejercer varias tareas y el tiempo restringido de las madres hacen con que estas se adapten a las situaciones menos ventajosas del mercado laboral, generalmente en condiciones poco favorables o precarias, con bajos salarios e incluso ausencia de contrato formal de trabajo. Esta situación en el mercado laboral es sostenida principalmente por la ausencia de políticas familiares y sociales, y de programas que permitan o faciliten un mejor equilibrio entre las demandas familiares y laborales. Barreras socioculturales y desigualdades de género naturalizadas no permiten una configuración en el mercado de trabajo favorable al desarrollo femenino en todo su potencial profesional.

6. Referencia Bibliográficas

- ABRAMO L. Inserción laboral de las mujeres en América Latina: ¿una fuerza de trabajo secundaria? **OIT**, Especialista Regional em Género e trabalho, 2009.
- BECKER, G. Human capital. **National Bureau Of Economic Research**. 1975.
- BERQUÓ, E; CAVENAGHI S. Mapeamento sócio-econômico e demográfico dos regimes de fecundidade no Brasil e sua variação entre 1991 e 2000. **XIV Encontro Nacional de Estudos Populacionais**, set. 2004.
- Domínguez, J. (2007). "Sobreeducación en el mercado laboral urbano de Colombia para el año 2006". **Documentos de Trabajo. Universidad del Valle (120)**, 1–21.
- DUARTE, Marco José de Oliveira; ALENCAR, Mônica Maria Torres de. Família e Famílias: práticas sociais e conversações contemporâneas. In: **Família e famílias: práticas sociais e conversações contemporâneas**. Lumen Juris, 2010.
- Greene, W.H. *Econometric Analysis*, cap. 21 "Models for discrete choice", págs: 663-755, 5ª ed. Prentice Hall, NJ, 2003.
- GUJARATI, D. N. E PORTER .D.C **Econometria**. 5. ed. Mc Graw Hill, 2010.
- HECKMAN J. Sample Selection Bias as a Specification Error Source. **The Econometric Society**, Vol. 47, No. 1. Jan. 1979.
- HECKMAN, J. What Has Been Learned About Labor Supply in the Past Twenty Years?, *American Economic Review*, Vol. 83, No.2. 1993.
- KILLINGSWORTH, M; HECKMAN, J. Female Labor Supply: A Survey, cap. 2 de *Handbook of Labor Economics*, Vol. 1. 1986.
- MCDONALD, Peter. Gender equity in theories of fertility transition. **Population and development review**, v. 26, n. 3, p. 427-439, 2000.

ÑOPO H. Nuevo Siglo, Viejas Disparidades: Brechas de ingresos por género y etnicidad en America Latina y el Caribe. **The Review of Economics and Statistics**, Vol. 90, pp. 290-299, May 2008.

ÑOPO, H; PEÑA, X e HOYOS, A. The persistent gender earnings gap in colombia, 1994-2006. Documentos **CEDE**. 2010.

OLIVERIA, M e TORRES, M. **Família & Famílias: Práticas Sociais e Conversações Contemporâneas**. Terceira edição, Rio de Janeiro: Lumen Juris, 2013.

RIOS-NETO, E. Passado, presente e futuro da fecundidade: uma visão de idade, período e coorte. **Revista Brasileira de Estudos de População**, v. 17, n. 1/2, p. 5-15, 2000.

RODRIGUEZ, M. **Familia, Políticas Públicas y Bienestar**. Primera edición, Buenos Aires Argentina: Miño y Dávila, Junio 2009.

SANTAMARÍA, M y ROJAS, N. La participación laboral: ¿qué ha pasado y qué podemos esperar? Archivos de Macroeconomía (**DNP**), No. 146, 2001.

WAJNMAN, S. Demografia da família e do domicílio in Demografia das Famílias e dos Domicílios Brasileiros. Belo Horizonte, **UFMG/FACE** , p.14-59.2012.

Wooldridge, J.M *Econometric analysis of cross-section and panel data*, cap. 15, "Discrete Response Models", págs: 453-516, MIT Press, 2002.