

## **La importancia de corregir por el sesgo de selección en el análisis de las brechas salariales por género: un estudio para Argentina, Brasil y México**

Adrián Rubli\*

Fecha de recepción: 03 XII 2011

Fecha de aceptación: 02 V 2012

### **Resumen**

El estudio de las brechas salariales por género debe considerar el sesgo de selección, resultado de la decisión endógena de ingresar al mercado laboral. En caso de ser ignorado, este sesgo puede llevar a conclusiones erróneas con respecto al tamaño de las brechas y su evolución en el tiempo. Este trabajo analiza las brechas salariales en Argentina, Brasil y México en 2000 y 2008, y corrige el sesgo a partir del método de Heckman (1979). En particular, se explota el sexo del primogénito en la ecuación de selección para resolver el problema de identificación en la probabilidad de ingresar al mercado laboral. Los resultados indican un importante sesgo de selección positiva de diferente magnitud en el tiempo, en los tres países. Así, este trabajo resalta la importancia del problema de selección en la determinación de listas de *ranqueo* de países, en cuanto a la equidad de género.

**Palabras Clave:** brechas salariales, discriminación laboral, sesgo de selección, Heckit.

**Clasificación JEL:** J16, J21, J71.

### **Abstract**

The study of gender wage gaps necessarily must consider the selection bias that stems from the endogenous decision to enter the labor market. If ignored, this bias can lead to erroneous conclusions about the size and evolution of the wage gaps. This study analyzes gender wage gaps in Argentina, Brazil and Mexico in 2000 and 2008, using the model proposed

---

\* Instituto Tecnológico Autónomo de México. Avenida Camino a Santa Teresa #930, Col. Héroes de Padierna. CP. 10700 Del. Magdalena Contreras. México, D.F. Correo electrónico: adrian.rubli@itam.mx.

by Heckman (1979) to solve the bias problem. In particular, the gender of the household's eldest child is exploited to solve the identification problem in the probability of entering the labor market. The results indicate an important positive selection bias of different magnitudes in time and by country. Thus, this paper highlights the importance of the selection problem in determining lists that rank countries by level of gender equality.

**Keywords:** gender wage gaps, labor market discrimination, selection bias, Heckit.

**JEL Classification:** J16, J21, J71.

### **Introducción**

Conforme las mujeres han ganado terreno en el ámbito laboral, resulta importante determinar si la remuneración que reciben por su trabajo es equitativa con respecto a la de los hombres, ya que el salario además afecta sus decisiones laborales. Las diferencias en el salario que son de interés son aquellas que resultan de la discriminación, no de las diferencias en características observables y no observables entre los géneros, puesto que en el mercado estos rasgos individuales determinan diferencias salariales de manera natural.

En general, existen dos tipos de discriminación. Por un lado, la discriminación estadística se refiere al hecho de que las mujeres reciben un menor salario debido a características observables y no observables que los empleadores consideran al determinar su remuneración. Este tipo de discriminación significa que el mercado simplemente responde a ciertas variables. Por ejemplo, las mujeres pueden tener menor salario por el hecho de que legalmente deben recibir tres meses de licencia por ausencia en caso de embarazo. Por otro lado, existe la discriminación “por gustos”, la cual crea ineficiencias en el mercado. En este caso, la diferencia salarial surge de la estructura de las curvas de indiferencia de los empleadores, pues contratar a una mujer representa una pérdida de utilidad para ellos. Así, Becker (1971) señala que una empresa que realmente discrimine es aquella que prefiera contratar hombres en lugar de mujeres, a pesar de que esta decisión signifique no maximizar sus ganancias. Esta actitud es ineficiente y crea pérdidas. Por lo tanto, solo podrá subsistir en el caso de mercados imperfectos.

Debido a diferentes características entre hombres y mujeres –como su educación, su productividad, sus decisiones de formar una familia y el rol tradicional de la mujer como ama de casa–, el cálculo de las brechas salariales nunca ha sido sencillo. Dado que la decisión de trabajar está

intrínsecamente ligada al salario que se recibe por dicho esfuerzo, se dice que las mujeres se autoseleccionan al entrar al mercado laboral. De este modo, una simple comparación entre los salarios promedio de hombres y mujeres no indica si existe o no discriminación en contra de ellas, pues los grupos de hombres y de mujeres que trabajan no son comparables.

En este estudio, se busca identificar el tamaño real de las brechas salariales para tres países de América Latina,<sup>1</sup> en dos momentos distintos en el tiempo. Se busca entonces proveer evidencia sobre qué parte de las brechas puede deberse a la discriminación, y si esta ha aumentado o disminuido en el tiempo. Las brechas salariales aparentes son corregidas por el sesgo de autoselección a través del método desarrollado por Heckman (1979), explotando el sexo del primogénito como instrumento para la estimación de la probabilidad de ingresar al mercado laboral. El enfoque a seguir es de carácter tradicional y sencillo, a fin de facilitar la comparación de los resultados a través del tiempo y entre países.

Cuadro 1  
**Clasificación de posibles factores que afectan las brechas salariales por género**

Factor	Ejemplos
Diferencias en características observadas	Cantidad de años de educación; mujeres tienen derecho legal de tres meses de descanso pagado tras un embarazo.
Diferencias en características no observadas	Mujeres tienden a permanecer menos en el mercado laboral; diferencias en preferencias por trabajar.
Selección al mercado laboral	Cuáles son las mujeres que trabajan; distintas tasas de participación laboral y cambios en el tiempo pueden deberse a diferencias en la composición de mujeres que trabajan.
Discriminación por gustos	Preferencias enfocadas a la contratación de hombres por encima de mujeres o a ofrecer salarios menores a mujeres solamente por la estructura de las curvas de indiferencia de quienes contratan.

Fuente: Elaboración propia.

<sup>1</sup> Argentina, Brasil y México –además de ser los tres países más grandes de la región– conforman el 63% del territorio total de América Latina, y su población es más del 60% del total.

Resumiendo lo anterior, existen cuatro factores diferentes que pudieran tener un efecto sobre el tamaño de las brechas salariales por género, mismos que se presentan esquemáticamente en el cuadro 1. Primero, las brechas pueden fluctuar a partir de diferencias observables entre hombres y mujeres. Segundo, las brechas pueden ser resultado de diferencias no observables, caso que corresponde precisamente a la discriminación estadística: aunque no se observen estos determinantes (como podría ser la disposición a permanecer en el empleo en el largo plazo), los salarios son reflejo de la probabilidad de que un evento suceda dado que un individuo es hombre o mujer. En tercer lugar, existe un sesgo de selección que determina que las mujeres que ingresan al mercado laboral no son necesariamente comparables a los hombres que trabajan. En este rubro, es importante considerar qué cambios en la participación laboral pueden estar relacionados con cambios en la composición del grupo de mujeres que trabajan. Por último, existe la discriminación por gustos. En este trabajo, se busca controlar por los primeros tres factores, con lo cual el cuarto corresponde a la brecha corregida no explicada.

Las estimaciones realizadas indican que en los tres países existe un sesgo de selección positivo, es decir, las mujeres que trabajan corresponden a la cola derecha de la distribución de habilidades y por lo tanto su salario esperado es mayor que el de la mujer promedio. Esto evidentemente se traduce en un aumento en el tamaño de las brechas una vez que se corrige por este sesgo. Por otro lado, una vez que se eliminan las diferencias observables (atribuyendo las características de hombres a mujeres), esta brecha corregida que llamamos no explicada es mayor que la brecha observada. Sin embargo, la brecha corregida no explicada es mayor que la brecha corregida con características de las mujeres para los datos de Argentina y Brasil, pero es menor en el caso de México.

Finalmente, se encuentra que no existe un patrón claro entre la brecha observada y la brecha corregida no explicada. En Argentina, la brecha observada disminuye en el tiempo, mientras que la corregida aumenta. Por otro lado, en Brasil, la brecha observada aumenta en el tiempo a la vez que la brecha corregida disminuye. Y en cuanto a México, ambas brechas siguen una tendencia similar en magnitud, con tendencia a la alza. Este resultado recalca claramente la importancia de corregir por el sesgo de selección.

La sección 1 de este estudio detalla una breve revisión de la literatura sobre brechas salariales. En la sección 2, se presenta el marco teórico y el modelo econométrico a estimar. La sección 3 reporta los resultados. En la sección 4, se aborda brevemente una lista de posibles explicaciones sobre los hallazgos de este estudio. Finalmente, aparece la sección que corresponde a las conclusiones.

## **1. Revisión de la literatura**

Existen varios estudios que analizan las brechas salariales por género tanto para América Latina como en otros países. Muy pocos corrigen por el sesgo de selección mientras que la mayoría decide ignorarlo, lo que da resultados diferentes en los cálculos de las diferencias en salario. Asimismo, para los estudios que corrigen por selección en América Latina, específicamente México, existen varios problemas con las estimaciones utilizadas.

Atal, Ñopo y Winder (2009) realizan una serie de comparaciones utilizando un método de *matching* no paramétrico, alternativo a la descomposición de Oaxaca, sin corregir por el sesgo de selección: de forma que buscan emparejar a hombres con mujeres que tengan las mismas características observables. No obstante, no resulta claro que un hombre y una mujer idénticos en una serie de factores observables sean necesariamente comparables en salarios, pues la decisión de ingresar al mercado laboral (y la motivación detrás de ella) seguramente no es la misma para ese hombre y esa mujer. Después, descomponen la brecha salarial en cuanto a diferencias explicadas (referentes a las variables observables) y no explicadas (según el componente no observable). Como resultado, los autores obtienen un listado para 2005 de varios países latinoamericanos, a partir del tamaño de sus brechas en salario por género, además de incluir el tamaño del término no explicado controlando por distintas características.

Para los tres países que se abordan en el presente estudio, Atal, Ñopo y Winder (2009) encuentran que las brechas en salarios para Argentina y México son muy pequeñas (0.5% y 2.6%, respectivamente), mientras que la brecha en Brasil es mucho mayor (20.5%). Una vez hecha la descomposición y controlando por diferentes variables, el componente no explicado es de 11%, 26% y 15% para Argentina, Brasil y México, respectivamente. Por último, estos autores también controlan por el tipo de ocupación y el tiempo destinado al empleo; sin embargo, la inclusión de estos controles es dudosa, puesto que existe una autoselección considerable en el tipo de trabajo y el tiempo destinado a trabajar; por lo tanto, no queda totalmente claro que dichas variables realmente midan la discriminación en el mercado laboral en su conjunto.

En una investigación complementaria, Hoyos y Ñopo (2010) expanden los años del análisis de la brecha para observar su dinámica entre 1992 y 2007, utilizando el mismo método no paramétrico. Además, realizan un nuevo control para el tiempo que se ha tenido el empleo actual, y encuentran que esta variable reduce considerablemente la brecha por discriminación. Sin embargo, esta variable es endógena, pues los individuos que ganen más dinero –dado que llevan más tiempo en su empleo actual– tienen una mayor

probabilidad de permanecer en su empleo, ya que el costo de oportunidad de salir del mercado laboral es mayor.

Así como los dos últimos trabajos que arriba se citan, existen estudios que realizan *rankeos* de desigualdad entre hombres y mujeres. Hausmann, Tyson y Zahidi (2008) colocan a América Latina como la tercera región (de nueve) más desigual en el mundo. A pesar de que su *rankeo* depende de muchos factores, cabe destacar que al considerar las brechas salariales no corrigen por el sesgo de selección, lo cual conlleva un supuesto de homogeneidad en el tipo de selección de las mujeres para el mercado laboral en el nivel mundial.

Adicionalmente, Hertz *et al.* (2008) realizan una descomposición de Oaxaca-Blinder sin corregir por selección. Señalan que sus resultados en efecto deben estar sesgados, pero que dadas las dificultades de encontrar un buen instrumento para la ecuación de selección del método de Heckman, resulta mejor no corregir por este sesgo. No obstante, añaden que aunque sus mediciones sobre las brechas sean imperfectas, sí son válidas en cuanto a la comparación entre países. Una vez más, para que esto sea cierto, es necesario que los sesgos de selección que operan en cada país sean idénticos, lo cual es un supuesto poco aceptable. Los países considerados en este análisis no incluyen a Argentina, Brasil ni México. Sin embargo, encuentran una vez más que América Latina es de las regiones con mayores brechas salariales y que, en general, las brechas se han ido cerrando en el tiempo a una tasa pequeña, pero constante.

Por otro lado, existen estudios que corrigen por el sesgo de selección. Gran parte de este trabajo está motivado por el estudio de Mulligan y Rubinstein (2005, 2008), quienes realizan una investigación acerca de la correlación entre el aumento de igualdad de salarios entre géneros y el aumento de desigualdad dentro de la distribución salarial de los hombres. Este estudio identifica el comportamiento de las brechas salariales en Estados Unidos, desde la década de 1970. Sus resultados indican que el hecho de que la brecha observable se haya cerrado se debe a un cambio en el tipo de selección, que pasó de ser negativa en los años 70 (es decir, las mujeres de la cola izquierda de la distribución de habilidades entraban al mercado laboral) a positiva, en los 90.

Olivetti y Petrongolo (2008) se enfocan en el problema de selección para una muestra de países de la Organización para la Cooperación y Desarrollo Económico (OCDE), en el periodo de 1994 a 2001. Las autoras enfatizan que las brechas salariales por género, están correlacionadas negativamente con las brechas en tasas de empleo por género; por lo cual, la decisión no aleatoria de ingresar al mercado laboral es fundamental para entender las

brechas salariales reales. Su metodología consiste en corregir el sesgo de selección realizando imputaciones de salario a quienes no trabajan, a partir de sus características observables. Los resultados señalan que las brechas salariales tras las imputaciones son mayores; es decir, existe un sesgo de selección positiva, en lo que concuerdan con Mulligan y Rubinstein (2005).

Para América Latina, existen muy pocos estudios que corrijan por el sesgo de selección. En particular, para México, existe un estudio de Del Razo (2003) que estima la brecha salarial a partir del método de Heckman. Sin embargo, la estrategia de identificación que utiliza es deficiente por razones que se abordarán en la siguiente sección.

## **2. Marco teórico**

El hecho de que las mujeres históricamente obtengan salarios más bajos por su trabajo se debe a varios factores. Puede tratarse de un problema de menor productividad, que resulta de una decisión endógena por invertir menos en capital humano, tratándose de las mujeres con respecto a los hombres. Puede deberse también a las estructuras legales que ponen en desventaja la contratación de mujeres, como sucede con el derecho de las mujeres a ausentarse tres meses con paga completa debido al embarazo. Asimismo, puede ser una cuestión de selección negativa, es decir, que las mujeres con mayores habilidades –y que recibirían mejores salarios– prefieren no trabajar dados los retornos al hogar o porque existe cierto estigma social respecto de que una mujer trabaje. O, simplemente puede tratarse de un asunto de discriminación, por el cual a los hombres se les paga más y a las mujeres menos por el mismo trabajo y dadas las mismas características, ya que la contratación de mujeres tiene un efecto negativo en la función de utilidad del empleador.

Una medición inmediata de diferencias salariales que controla solo por características individuales observables, es incorrecta, puesto que no hay razones para pensar que las mujeres que trabajan son comparables a los hombres que trabajan. La decisión de trabajar es de carácter endógeno, ya que depende en parte de las características que determinan el salario esperado. Entonces, es evidente que una comparación de salarios sin corregir por el sesgo de selección es incorrecta, dado que este puede hacer que la brecha parezca ser más grande o pequeña de lo que realmente es.

Con selección negativa, las mujeres de la cola izquierda de la distribución de habilidades son quienes trabajan, y obtienen como resultado un ingreso promedio más bajo que el salario esperado de todas las mujeres. Por otro lado, la selección positiva determina que las mujeres que son

autoseleccionadas para el mercado laboral, provienen de la cola derecha, lo cual ocasiona un aumento en el promedio del salario. Entonces, dependiendo de cuáles son las mujeres que trabajan, se puede tener salarios promedio diferentes, manteniendo todo lo demás constante.

La decisión de entrar al mercado laboral está determinada en parte por la estructura de los retornos a las habilidades, ya que tasas mayores incentivan aumentos en la inversión de capital humano y en la participación laboral. Según el modelo de Roy (1951), las mujeres que trabajan son aquellas que calculan que su salario esperado del mercado, es mayor que su salario de reserva (es decir, que los retornos en el hogar). Mulligan y Rubinstein (2005) señalan que las mujeres responden de tres maneras al aumento en demanda por capital humano.

Primero, existe un incentivo para destinar más recursos a la inversión en educación. Segundo, las mujeres con menor capital humano pueden decidir salir del mercado laboral, mientras que las de mayores niveles de educación –que previamente no trabajaban– deciden entrar. Por último, incluso si la reacción de las mujeres no conlleva un cambio en su comportamiento, las mujeres que trabajan habrán sido seleccionadas de la cola derecha de la distribución de habilidades. Todo esto indica que la participación laboral de las mujeres reacciona frente a los cambios y estructuras del mercado.

### 2.1 Método de Heckman

Dado que el problema de autoselección es uno de omisión de variables, el método de Heckman (1979) o *Heckit* resuelve este problema estimando la variable omitida. Primero, se calcula mediante un modelo *Probit* la probabilidad de trabajar para todas las mujeres (ecuación de selección). Para ello, se construye un vector de variables  $X_2$  que determine la probabilidad de trabajar:

$$Prob(trabajar = 1|X_2) = I(X_2\delta_2 + v_2 > 0) \quad (1)$$

Donde  $\delta_2$  es el vector de coeficientes estimados y  $v_2$ , el error. Segundo, se estima el cociente inverso de Mills, que corresponde justamente a la variable omitida. Por último, se corre la regresión de mínimos cuadrados para los salarios, a partir de un vector de variables  $X_1$  para las mujeres que trabajan, incluyendo la variable previamente omitida (ecuación de salarios):

$$E[w|X_1, I = 1] = X_1\beta_1 + \gamma\lambda(X_2\delta_2) + \varepsilon_1 \quad (2)$$



Donde  $\beta_1$  es el vector de coeficientes estimados,  $\lambda(X_2\delta_2)$  es el cociente inverso de Mills (que depende de la estimación de la ecuación de selección),  $\gamma$  es su coeficiente y  $\varepsilon_1$ , el error.

El vector  $X_2$  comparte variables con el vector de características que influyen en el salario  $X_1$ . Teóricamente, no es sostenible afirmar que una variable afecte al salario pero no afecte la decisión de trabajar. Cualquier característica que haga que el salario esperado aumente (disminuya), necesariamente hará que aumente (disminuya) la probabilidad de trabajar, pues existe un efecto ingreso y sustitución sobre las decisiones del individuo, dado que el ocio es relativamente más caro (barato). Sin embargo, es posible –y deseable– que algunos regresores de la ecuación de selección no estén contenidos en la de salarios.

En cuanto a los errores de ambas ecuaciones, se supone que son independientes de las variables que conforman a cada vector  $X_j$ . Además, el valor esperado de ambos errores es igual a cero. Más aún, dado que los elementos de  $X_1$  están contenidos en  $X_2$ , el valor esperado del error de la ecuación del salario dado, el error de la ecuación de selección, es una función de este último, que suponemos asume una forma lineal:

$$E[\varepsilon_1|v_2] = \gamma v_2 \quad (3)$$

Donde el coeficiente  $\gamma$  de esta ecuación corresponde al coeficiente del cociente inverso de Mills en la ecuación de salarios (véase Heckman, 1979). Finalmente, se supone que el error de la variable indicadora para la participación en el mercado laboral se distribuye normal con parámetros cero y uno.

Una vez que se analizaron estos supuestos, resulta que el más restrictivo –dado que supone una función de distribución explícita– es el que indica que el error de la ecuación de selección se distribuye normal con parámetros cero y uno.<sup>2</sup> Johansson (2007) señala que una alternativa común al procedimiento de Heckman, dado este problema, es calibrar las observaciones con respuesta para ajustar para las no-respuestas. Sin embargo, la desventaja de esta solución es que la asignación de ponderadores es arbitraria, ya que no existe un modelo o teoría subyacente.

---

<sup>2</sup> Suponer que la varianza de este error es uno, no implica una pérdida de generalidad, pues la variable que indica si el individuo trabaja es binaria (Wooldridge, 2002).

Por otro lado, el supuesto que relaciona los errores requiere de linealidad en la regresión poblacional de  $\varepsilon_1$  sobre  $v_2$ . Este supuesto siempre se cumple si los errores se distribuyen de acuerdo con una normal bivariada, lo cual, según Wooldridge (2002), es un supuesto estándar en estos casos. Sin embargo, la estimación también funciona bajo supuestos más débiles, pues en particular no se necesita suponer que el error  $\varepsilon_1$  se distribuya normal.

Estos dos supuestos pueden en efecto reemplazarse por otros más estrictos. Si se supone que los errores se distribuyen como una normal bivariada con media cero:  $Var(\varepsilon_1) = \sigma_1^2$ ,  $Cov(\varepsilon_1, v_2) = \sigma_{12}$  y  $Var(v_2) = 1$ , entonces se puede utilizar una estimación parcial de máxima verosimilitud.<sup>3</sup> Esta estimación es más eficiente que el procedimiento de Heckman en dos etapas previamente sugerido y produce errores estándar que pueden ser utilizados directamente.

Las desventajas de esta estimación –según Wooldridge (2002)– consisten en que es menos robusta que el procedimiento en dos etapas, y puede ser difícil lograr que el problema converja. Sin embargo, el problema de robustez se resuelve con una buena elección de los elementos de los vectores  $X_j$ , mientras que los paquetes de software estadístico logran la convergencia.

Una de las críticas más comunes al método de Heckman consiste en señalar el problema de identificación que conlleva (Manski, 1989). Neuman y Oaxaca (2004) indican que resulta riesgoso escoger una estrategia de identificación no lineal, la cual surge de la forma funcional del cociente inverso de Mills. Como consecuencia de esta crítica, estos autores señalan también que el modelo de Heckman es altamente sensible a las especificaciones de la estrategia de identificación y a los supuestos sobre la distribución de los errores. Mroz (1987) hace un recuento de varios estudios previos de diferentes autores que han dado resultados poco similares, y además realiza un conjunto de estimaciones propias para mostrar que estos modelos son muy sensibles a las especificaciones hechas.

Dado este problema, es necesario incluir una variable en la ecuación de selección que no aparezca en la ecuación del salario; de este modo, no solo se trata de suponer una forma funcional específica sobre la distribución de los errores, sino que la variable mencionada podrá capturar efectos adicionales, robusteciendo la estimación.

---

<sup>3</sup> Esta estimación es parcial y no completa pues el salario solamente se observa cuando la indicadora de participación laboral toma un valor de uno.

## 2.2 Descomposición de Oaxaca

La descomposición de Oaxaca (1973) explica la brecha en medias entre dos grupos, que en este caso son hombres y mujeres. La brecha se descompone en la parte que se debe a diferencias grupales en cuanto a las características que determinan el salario, y las diferencias grupales en los efectos que tienen esos determinantes sobre el salario. Dicho de otra manera, se busca descomponer la diferencia debida a distintas características observables entre ambos grupos, y debida a distintos valores para los estimadores beta de cada grupo.

En este estudio, se busca determinar cuáles serían los diferenciales de salario si se eliminara el sesgo de selección, y si además se le asignaran las mismas características a hombres como a mujeres, es decir, encontrar el valor de las diferencias en coeficientes. Por lo tanto, esta investigación compara las brechas no corregidas con las brechas corregidas por el sesgo de selección y con las brechas corregidas asignándoles a las mujeres las características de los hombres.

En términos de la descomposición de Oaxaca, la primera brecha corregida considera tanto el componente explicado como el no explicado, mientras que la segunda indica solo la parte no explicada, pues reporta el salario de las mujeres en ausencia de sesgo y de diferencias en las características observables.

## 2.3 Modelo econométrico

El modelo que se busca estimar consiste en la siguiente especificación para el salario:

$$w_i = \beta_0 + \beta_1 E_i + \beta_2 E_i^2 + \beta_3 S_i + \beta_4 S_i^2 + \varepsilon_{1i} \quad (4)$$

Donde  $w_i$  representa el logaritmo del salario por hora,<sup>4</sup>  $E_i$  los años de experiencia laboral,<sup>5</sup> y  $S_i$  los años de educación de cada individuo.

---

<sup>4</sup> El ingreso por hora se calculó a partir del ingreso total dividido entre el número de horas trabajadas. De tal forma, no se realizó ninguna restricción respecto a la duración de la jornada laboral.

<sup>5</sup> Tradicionalmente, la experiencia se calcula como edad menos años de educación, menos seis, capturando así de manera indirecta los efectos de la edad.

Asimismo, la especificación para la ecuación que determina la probabilidad de trabajar es:

$$Prob(trabajar_i = 1) = \delta_0 + \delta_1 E_i + \delta_2 E_i^2 + \delta_3 S_i + \delta_4 S_i^2 + \delta_5 P_i + u_{2i} \quad (5)$$

Donde la notación es igual que antes y  $P_i$  indica el sexo del primogénito.

La estimación se lleva a cabo solo para mujeres que vivan en un hogar donde existe una pareja de hombre con mujer, cuyas edades estén entre los 18 y 65 años, y que tenga al menos un hijo en casa. En la siguiente discusión, se considera especialmente el papel de la esposa, pues la mayoría de las observaciones las conforman ellas. Sin embargo, las explicaciones presentadas también aplican para las demás mujeres del hogar consideradas (principalmente hijas).<sup>6</sup>

La razón para la restricción poblacional anterior surge de la elección del sexo del primogénito como variable instrumental en la ecuación de selección. Dada la importancia de incluirla en la regresión, se justifica el uso de esta población restringida. No obstante, debe enfatizarse que las brechas estimadas en este trabajo corresponden solamente a las mujeres que viven en hogares donde hay una pareja de hombre con mujer entre 18 y 65 años, y que viven con al menos un hijo en casa.<sup>7</sup> Esto conlleva implicaciones importantes, pues los resultados no pueden extenderse a mujeres que sean jefas del hogar, ya sea porque son solteras, viudas o divorciadas.

Teniendo lo anterior en cuenta, vale la pena mencionar que las brechas observables para la población total son muy similares a las de esta población restringida.<sup>8</sup> Probablemente esto se deba a que las motivaciones para entrar al mercado laboral, por parte de las mujeres que son jefas del hogar, son considerablemente diferentes a las de las demás mujeres. Sin embargo, aunque quizá pueda pensarse que existe cierta atenuación del problema de no generalización de los resultados, esto no significa que las estimaciones de

---

<sup>6</sup> La gran mayoría de las observaciones corresponden a esposas: 70% en Argentina, 2000; 65% en Argentina, 2009; 78% en Brasil, 2001; 67% en Brasil, 2008; 72% en México, 2000 y 66% en México, 2008.

<sup>7</sup> Este hijo es producto del jefe del hogar (que solamente puede ser hombre) y su esposa.

<sup>8</sup> Esta restricción resultaría problemática si se considerara, por ejemplo, a mujeres solteras o divorciadas, pues sus tasas de participación laboral son mucho mayores y la brecha salarial observada difiere mucho de aquella para la población completa.

este trabajo sean generalizables a toda la población de mujeres de los países estudiados.<sup>9</sup>

A continuación se discute la elección de la variable que debe entrar a la ecuación de selección, pero no a la de salarios. Como se mencionó anteriormente, resulta importante encontrar una variable exógena que induzca variación en la participación laboral de las mujeres, es decir, en la ecuación de selección, pero que cumpla con la restricción de exclusión en la ecuación de salarios; o lo que es lo mismo, que no tenga un impacto directo sobre el ingreso de las mujeres. En el siguiente análisis, se discutirá la viabilidad de utilizar ciertas variables como instrumento, considerando que este deberá cumplir con las características anteriores.

En los modelos de ocio-consumo tradicionales, los individuos eligen su participación laboral –entre otros factores– a partir de su ingreso no laboral. Por lo tanto, parecería lógico incluir una medida que aproxime esta variable; en tal caso, se encuentran varios estudios que consideran el ingreso total del esposo (jefe del hogar) como un proxy para el ingreso no laboral de las mujeres. Sin embargo, este argumento debe tratarse con precaución, pues el ingreso del cónyuge está determinado endógenamente.

Suponiendo que existe emparejamiento selectivo (*assortative matching*) en el mercado del matrimonio, entonces, las mujeres de la cola derecha de la distribución de habilidades no se casan con los hombres de la cola izquierda, y viceversa. De este modo, el ingreso no laboral de una mujer representado por el salario de su esposo, está correlacionado con su propio salario de mercado, vía la correlación en habilidades que existe entre parejas.<sup>10</sup> Debido a esta correlación, resulta inadecuado incluir esta variable como instrumento. De igual modo, una medida de ingreso no laboral a partir de intereses, transferencias o herencias sufre del mismo problema.

Otra variable comúnmente considerada en estas estimaciones es el número de hijos en la familia, controlando por la edad. Generalmente, cuando los hijos son muy pequeños, las mujeres salen del mercado laboral (o reducen significativamente el tiempo que participan en él). Conforme los hijos crecen, las mujeres disponen de más tiempo, por lo cual pueden decidir reinsertarse a la vida laboral.

---

<sup>9</sup> Inclusive, esta restricción en la muestra evidentemente limita la extensión con la cual se pueden llevar a cabo comparaciones con otros estudios en la región.

<sup>10</sup> Igualmente, resulta lógico pensar que las habilidades de las hijas están altamente correlacionadas con las de sus padres. Por lo tanto, este argumento también se debe considerar para el resto de las mujeres que viven en el hogar.

Bajo la misma lógica, una mujer que tenga muchos hijos tendrá menor probabilidad de permanecer o entrar al mercado laboral, pues debe asignar más tiempo al cuidado de los hijos. Sin embargo, también podría pensarse que un mayor número de hijos pudiera fomentar la participación laboral de la madre, dados los costos de tenerlos. Igualmente, un mayor número de hijos pequeños ejerce presión sobre los hijos mayores para que estos trabajen, dados los costos de mantener a esos niños.

A pesar de la fuerte evidencia a favor de una correlación negativa entre fertilidad y participación laboral femenina,<sup>11</sup> existen razones para pensar que estas variables se determinan conjuntamente. Montgomery y Trussell (1986) señalan que, por un lado, existen modelos que buscan determinar la probabilidad de entrar al mercado laboral utilizando la fertilidad como variable independiente; pero que, por otro lado, hay modelos que indican el impacto que tiene el ingreso y el apego al mercado laboral sobre la fertilidad.<sup>12</sup> Como resultado, estos autores concluyen que difícilmente el número de hijos y su distribución de edades pueden considerarse exógenas a la participación laboral femenina.

Ciertamente, existe una correlación entre el número de hijos por grupos de edad y la habilidad de la madre, pues las decisiones de formación del hogar son diferentes para mujeres de distintas secciones de la distribución de habilidades. Por lo tanto, un problema con estas variables es que la existencia de heterogeneidad hace que las estimaciones puedan interpretarse de varias maneras en términos de la autoselección de estas características. Además, no queda claro qué tan robusto es el modelo a pequeños cambios en la especificación del mismo.<sup>13</sup>

Consecuentemente, una solución al problema de elección de la variable instrumental consiste en incluir una variable que indica el sexo del primogénito en la ecuación de selección. La importancia de considerarla radica en que se trata de una variable completamente exógena,<sup>14</sup> que tiene un efecto sobre la decisión de participar en el mercado laboral vía las decisiones

---

<sup>11</sup> Angrist y Evans (1998) hacen un recuento minucioso de estos estudios.

<sup>12</sup> Este último argumento puede funcionar en ambas direcciones. Podría ser que las mujeres cuyo salario esperado sea más grande decidan tener más hijos, puesto que tienen los recursos para hacerlo (recordemos que las habilidades de las mujeres que determinan su salario están correlacionadas con las de su marido y por lo tanto, su ingreso no laboral será elevado). Pero también podría ser, que las mujeres de la cola derecha de la distribución tengan menos hijos, puesto que tienen mayor acceso a productos y conocimientos de planificación familiar, o porque quieran tener más tiempo para desarrollarse profesionalmente.

<sup>13</sup> Rosenzweig y Wolpin (2000).

<sup>14</sup> Para que esto se cumpla, no debe existir aborto selectivo; el cual no parece ser un problema en América Latina, pero sí en otras regiones, como China.

de fertilidad de la pareja, pero no sobre la determinación del salario. En cuanto a la exogeneidad, el sexo de cada uno de los hijos está determinado aleatoriamente. Así, una mujer que tuvo un hombre como primer hijo, en promedio, no debe diferenciarse en ninguna otra característica de una mujer que tuvo una hija. De tal modo, es posible asegurar que esta variable no tiene una influencia directa en el salario ni sufre de problemas de endogeneidad en la ecuación de selección.

Por otro lado, la variable de sexo del primogénito sí induce variación en la participación laboral femenina. Y se puede pensar que dado que predomina una preferencia por hijos varones, la probabilidad de tener más hijos en una familia, si el primogénito fue niña, es más alta que si hubiera sido niño. Entonces, el sexo del primogénito está correlacionado con el número de hijos, que es la variable que querríamos instrumentar, pues la literatura ha establecido que la fertilidad –cuya endogeneidad se discutió previamente– es un determinante de la participación laboral. Por lo tanto, esta medida puede utilizarse como una variable instrumental que capture además otros efectos no observados sobre la determinación de la participación laboral no correlacionados con el salario.<sup>15</sup>

Sin embargo, vale la pena mencionar que el efecto o mecanismo mediante el cual se determina la participación laboral de la mujer dado el sexo del primogénito no es necesariamente claro. Mientras que la probabilidad de tener un segundo hijo dado que el primero fue niña, en efecto, es mayor que si fue niño, entonces el efecto sobre la participación laboral es menos evidente. Una opción es que dado que el sexo del primogénito fue femenino, la mujer tuvo un segundo hijo y, por lo tanto, tiene menos tiempo para dedicar al mercado laboral. Pero también podría ser que una mujer, que tuvo un segundo hijo con mayor probabilidad dado que la primera fue niña, tenga que ingresar al mercado laboral dados los costos de tener más hijos. En esta discusión, sería necesario considerar las diversas estructuras de costos dado el número y composición de sexo de los hijos (por ejemplo, si existen economías de escala).

En este trabajo, el objetivo no consiste en modelar la participación laboral femenina, sino en utilizar una proyección lineal de ella que, con la ayuda de

---

<sup>15</sup> Angrist y Evans (1998) utilizan la combinación de sexo de los primeros dos hijos para modelar la decisión laboral, en Estados Unidos. El argumento en este caso es que existe una preferencia por tener hijos de ambos sexos, por lo cual si los primeros dos hijos son del mismo sexo, la probabilidad de tener más hijos es mayor; además, la probabilidad de tener una menor participación en el mercado laboral, aumenta. Las estimaciones realizadas para México en este artículo se repitieron utilizando este instrumento alternativo, y se encontró que las conclusiones obtenidas usando el sexo del primogénito, se mantienen. Estos resultados están disponibles a petición.

un instrumento, permita la identificación de la ecuación de salarios y resuelva el problema de selección. Por lo tanto, las características relevantes a considerar con respecto al instrumento escogido, son: que sea exógeno en la ecuación de selección, que induzca variación en la participación laboral y que no tenga un efecto directo sobre los salarios observados.

Rosenzweig y Wolpin (2000) presentan una crítica a esta variable instrumental. El cuestionamiento principal consiste en que la correlación negativa, entre hijos de un mismo sexo y participación laboral, está determinada endógenamente. De este modo, señalan que la decisión de trabajar se ve afectada por el sexo de los hijos, tanto indirectamente (es decir, como un instrumento para la variable endógena de fertilidad) como directamente.

Estos autores indican que ciertos factores –por ejemplo, los diferentes costos de tener un hijo en lugar de una hija,<sup>16</sup> o las diferentes preferencias que construyen los hijos dada la composición de sexo de sus hermanos–<sup>17</sup> influyen directamente sobre las decisiones laborales de los padres. Entonces, aunque la aleatorización de este tipo de variación natural sea creíble, los demás supuestos necesarios sobre el mercado, el comportamiento y la tecnología son difíciles de sustentar, específicamente, la idea de que la composición del sexo de los hijos no afecta el costo de tenerlos (ya que no hay economías de escala para hijos del mismo sexo).

El fin de esta investigación no es discutir la validez del instrumento utilizado por Angrist y Evans (1998), en el contexto de su estudio. No obstante, es importante resaltar que, si bien las críticas al uso de la composición de género de los hijos en una familia, como un instrumento para el número de hijos en una regresión que busca estimar el impacto causal de la fertilidad en la participación laboral, pueden ser válidas, no lo son en el contexto de este estudio. Para fines prácticos de este trabajo, lo importante es que la variable instrumental que indica el sexo del primogénito afecte solo a la determinación de la participación laboral, pero no a la ecuación del salario.

La idea de estimar las diferencias reales entre los salarios de hombres y mujeres no es nueva. Sin embargo, gran parte de esos estudios, desde el punto de vista del autor, adoptan una estrategia empírica cuestionable. Por un lado, los estudios inspirados en el trabajo de Oaxaca –como el de Oaxaca y Ransom (1994), para las brechas salariales en Estados Unidos– deciden no

---

<sup>16</sup> El ejemplo que utilizan Rosenzweig y Wolpin (2000) es el de las niñas en la India, puesto que por cada una, los padres deben pagar una dote considerable para que se pueda casar, lo que hace que las niñas sean más caras que los niños.

<sup>17</sup> Estos autores ejemplifican con niñas que, dado que solo tienen hermanos hombres, exhiben una preferencia “masculina” fuerte de ir a la escuela.



corregir por el sesgo de selección. Los argumentos que ofrecen para hacerlo así, incluyen las críticas al método de Heckman. Sin embargo, cualquier estudio que decida simplemente ignorar el problema de selección es necesariamente incorrecto, puesto que los estimadores no resultan consistentes y las brechas aparentes no tienen por qué ser equivalentes a las reales. El hecho de descomponer esta brecha observada no resuelve el sesgo mencionado.

Por otro lado, algunos estudios consideran corregir por el sesgo de selección, pero su metodología es cuestionable. En un estudio de Del Razo (2003), la autora busca corregir las brechas salariales en México y comparar su evolución desde 1994 hasta 2001. Sin embargo, controla por variables –como un conjunto de indicadores para el tipo de ocupación, la región del país y si trabaja de tiempo parcial– cuya inclusión es dudosa.

El problema consiste en que encontrar un efecto discriminatorio, en una industria específica, no necesariamente provee una medida adecuada de la discriminación que ocurre en el mercado laboral completo. De este modo, no es certero que la estimación que realiza Del Razo (2003) realmente identifique el tamaño de la brecha salarial en el mercado laboral en su conjunto. Al respecto, Heckman (1998) señala que el impacto de la discriminación no se determina por el nivel promedio de discriminación entre ocupaciones, sino por la situación que prevalece en las ocupaciones donde terminan trabajando las mujeres. Es decir, si las mujeres eligen de manera endógena su ocupación, considerando la discriminación que esperan enfrentar, entonces resulta dudoso controlar por estas características.

Además, la ecuación de salario incluye muchas variables que no se utilizaron para estimar la probabilidad de trabajar. Por lo tanto, teóricamente no existe un modelo subyacente a la forma funcional escogida por Del Razo (2003). Y aunado a ello, al no incluir al menos una variable en la ecuación de selección que no esté correlacionada con el salario, su modelo resulta altamente volátil y poco robusto para diferentes estrategias de identificación. Por eso, la contribución del presente estudio consiste en una cuidadosa elección de las especificaciones del modelo econométrico.

Finalmente, una vez estimado el modelo para los salarios en este trabajo, resulta necesario identificar las diferencias salariales que se deben a distintas características y las que se deben al factor no explicado, es decir, una aproximación para la discriminación. Entonces, primero se busca responder a la pregunta de cuál sería la brecha salarial si todas las mujeres trabajaran, es decir, eliminando el sesgo de selección. Y segundo, se debe determinar el tamaño de los diferenciales salariales si todas las mujeres trabajaran y tuvieran las mismas características que los hombres.

### 3. Estimación econométrica y resultados

Para Argentina, las bases de datos que se utilizaron proceden de la Encuesta Permanente de Hogares (EPH) del Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC), correspondientes a la onda mayo para los años<sup>18</sup> 2000 y 2009. En el caso de Brasil, la información proviene de la *Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios* (PNAD) que llevó a cabo el *Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística* (IBGE) para los años 2001 y 2008. Por último, las bases de datos utilizadas para México provienen de la Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares (ENIGH), realizada por el Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática (INEGI) para los años<sup>19</sup> 2000 y 2008. En todas las bases de datos se eliminó 2.75 veces la desviación estándar de las observaciones del logaritmo del salario, para evitar que los valores extremos (*outliers*) afectaran la estimación y los resultados.<sup>20</sup>

En la tabla 1, se presenta la descripción de las variables utilizadas en las estimaciones para cada país y año por género. Como se puede ver, el promedio de años de educación en Argentina es mayor que para cualquier otro país. En cuanto a la experiencia laboral, Brasil cuenta con la media más alta, seguido por México y luego Argentina. El resultado de esta variable es producto de la correlación negativa entre educación y experiencia que existe por construcción. Además, en los tres países, las mujeres tienen menor experiencia que los hombres. Esto no se debe a los años de educación, pues las mujeres tienen mayor promedio en esta variable que los hombres, excepto para México. A primera vista, sin corregir por el sesgo de selección, las estadísticas descriptivas parecen indicar que no existe brecha salarial por género en Argentina y México, mientras que sí existe una importante diferencia en Brasil.

---

<sup>18</sup> La EPH es un programa de recolección de indicadores socioeconómicos realizado en el nivel nacional por aglomerados, que conforman grandes regiones urbanas o semiurbanas en torno a una localidad, y que pueden abarcar más de una provincia. A pesar de excluir a la porción rural de la población, esta encuesta provee información generalizable para entre el 65% y 70% de los habitantes del país. Para los fines de esta investigación, y dado que no existe otra opción más amplia (en nivel nacional) accesible, la EPH resulta ser una alternativa adecuada.

<sup>19</sup> Para el caso de Argentina y México, los tamaños de las bases difieren considerablemente en el tiempo. Esto se debe únicamente a diferencias en el tamaño del muestreo realizado por las instituciones estadísticas de cada país. Por ejemplo, en el caso de México, la muestra utilizada por el INEGI en el año 2008 para la realización de la ENIGH es alrededor de tres veces mayor que la del año 2000. Consecuentemente, la submuestra considerada en este trabajo también crece casi tres veces de un año a otro.

<sup>20</sup> Suponiendo una distribución normal, eliminar estos valores equivale a ignorar el 0.6% de las observaciones, lo cual justifica limpiar las bases de este modo. Resulta relevante realizar esta eliminación, ya que el método de Heckman es altamente sensible al supuesto de normalidad. Es por ello que se eliminaron estas observaciones y se utilizó la aplicación del logaritmo al salario.

Tabla 1  
Estadísticas descriptivas para Argentina, Brasil y México

	Argentina						Brasil						México											
	2000		2009		2001		2008		2000		2008		2000		2008									
	H	M	H	M	H	M	H	M	H	M	H	M	H	M	H	M								
Logaritmo ingreso por hora	1.07	1.08	2.24	2.27	0.78	0.67	1.47	1.35	2.53	2.57	2.97	2.94	-0.7	-0.7	-0.67	-0.74	-0.9	-0.86	-0.75	-0.84	-0.84	-0.9		
Brecha salarial sin corregir	-0.01	-0.01	-0.03	-0.03	0.11	0.11	0.12	0.12	-0.05	-0.05	0.03	0.03	21.57	20.14	21.16	20.07	23.88	22.3	23.55	22.01	22.25	21.47	22.15	21.22
Experiencia laboral	-13.87	-13.68	-13.74	-13.54	-13.73	-13.41	-13.98	-13.53	-14.28	-13.85	-14.34	-14.28	9.96	10.29	10.68	11.16	6.39	6.79	7.63	8.15	8.06	7.41	8.81	8.36
Años de educación	-3.73	-3.81	-3.63	-3.71	-4.26	-4.28	-4.29	-4.27	-4.49	-4.28	-4.4	-4.36	1.4	1.56	1.39	1.55	1.38	1.51	1.37	1.51	1.41	1.54	1.4	1.55
Sexo del primogénito	-0.49	-0.5	-0.49	-0.5	-0.49	-0.5	-0.48	-0.5	-0.49	-0.5	-0.49	-0.5	65.00%	33.80%	77.20%	44.70%	79.00%	41.30%	81.10%	48.80%	63.00%	22.40%	65.00%	29.70%
Participación laboral	-0.48	-0.47	-0.42	-0.5	-0.41	-0.49	-0.39	-0.5	-0.48	-0.42	-0.46	-0.46	15,489	15,511	10,811	10,522	73,338	68,251	70,975	66,656	8,061	8,219	23,181	21,790
Observaciones																								

Nota: se reporta la media de la variable para la población de interés (hogares de parejas entre los 18 y 65 años con al menos un hijo en el hogar), separando entre mujeres (M) y hombres (H). La brecha salarial por género se obtiene restando el ingreso de hombres (H) menos el ingreso de mujeres (M). Si la brecha es positiva, los hombres ganan más que las mujeres.  
Fuente: elaboración propia a partir de la EPE 2000 y 2009, la PNAD 2001 y 2008, y la ENIGH 2000 y 2008.

En cuanto a participación laboral, los promedios difieren mucho entre países. Aparentemente, la participación laboral masculina (que siempre es mayor) es más constante en el tiempo y entre países, mientras que la femenina difiere mucho. Brasil cuenta con los porcentajes más elevados, tanto para hombres como mujeres, y México exhibe las tasas más bajas.

Los resultados de las estimaciones del método de Heckman para cada año se presentan en la tabla 2. Se reporta el logaritmo del salario promedio de cada género sin corregir para la población de interés,<sup>21</sup> seguido del promedio del salario corregido de las mujeres. Este resultado proviene de la predicción lineal de la estimación del modelo Heckman para las mujeres. Dicha medición responde a la pregunta contrafactual de cuánto ganarían las mujeres en promedio, si todas ingresaran al mercado laboral.

Tabla 2  
**Corrección de salarios por selección**

	Argentina		Brasil		México	
	2000	2009	2001	2008	2000	2008
Logaritmo del salario promedio de hombres	1.0731	2.2431	0.7793	1.4679	2.5272	2.9714
Logaritmo del salario promedio de mujeres sin corregir	1.0815	2.2739	0.6734	1.3451	2.5728	2.9418
Logaritmo del salario promedio de mujeres corregido	0.9374	2.1282	0.1585	0.9539	2.2090	2.6209
Logaritmo del salario promedio de mujeres corregido y estimado con características de hombres	0.9207	2.0829	0.1272	0.9077	2.3120	2.6961

Nota: el salario de mujeres corregido proviene de la predicción lineal de la estimación del Heckman para las mujeres. El salario de mujeres corregido con características de hombres sustituye el vector de características de las mujeres por el de los hombres.

Fuente: elaboración propia.

<sup>21</sup> En adelante, aunque a todas las mediciones del salario se les ha aplicado la función logarítmica, se hablará indistintamente del salario como del logaritmo del salario.

Por último, se reporta el salario corregido de las mujeres imputándoles las características de los hombres. Esta medida corresponde a cuánto ganarían las mujeres en promedio, si tuvieran las características de los hombres y no existiera un sesgo de selección.

Para los tres países analizados, los salarios corregidos son muy diferentes de los no corregidos para ambos años, corroborando la importancia del problema de selección. Para Argentina y Brasil, se observa que en ambos años estudiados, el salario de las mujeres corregido y estimado a partir de sus propias características es mayor que la predicción lineal que utiliza las características de los hombres. Sin embargo, para México este resultado es el opuesto.<sup>22</sup>

Una vez obtenidos los resultados de los salarios corregidos para cada año y país, es necesario calcular las brechas salariales por género tanto corregidas como no corregidas, para comparar su comportamiento entre años y países. Estos resultados se presentan en la tabla 3. Primero, se reporta la brecha no corregida. Después, se indica la brecha salarial corregida, que resulta de restar el salario promedio corregido de las mujeres del salario promedio de los hombres. Dicha diferencia es la que se observaría si de pronto todas las mujeres ingresaran al mercado laboral, dejando constante sus decisiones de inversión en capital humano.

Además de la brecha anterior, también se reporta la brecha calculada a partir del salario corregido de las mujeres, que ha sido estimado con las características de los hombres. Esta brecha indica la diferencia que existe, pero no se explica, entre lo que ganan los hombres y las mujeres. Por lo tanto, este componente muestra factores, como: la discriminación contra la mujer en el mercado laboral.

Finalmente, se reporta la diferencia entre la brecha corregida y la no corregida (es decir, la resta entre la primera y tercera brecha reportada). El objetivo de exponer dicho resultado consiste en identificar la volatilidad que existe en esta medición, entre países y en el tiempo, así como el tipo de selección que existe. Entre mayor sea la diferencia entre las brechas, más grave es el sesgo de selección, pues los salarios corregidos y los no corregidos son muy diferentes. Asimismo, si esta diferencia es mayor a cero, entonces se trata de un sesgo positivo, y será negativo cuando sea menor a cero.

---

<sup>22</sup> Como se mostró anteriormente, México es el único país para el cual los años promedio de educación de las mujeres son menores en comparación con los hombres.

En la segunda parte de la tabla 3, se indican los cambios en el tiempo de las brechas salariales por país. Primero, se apunta el cambio en la brecha no corregida, seguido del cambio en la brecha corregida no explicada (es decir, la tercera brecha previamente reportada). Si estas diferencias en el tiempo son muy similares entre brechas, entonces el comportamiento de los salarios no corregidos y corregidos ha seguido patrones similares. Pero a mayor diferencia, se evidencian cambios importantes en la composición de la fuerza laboral y en la estructura del mercado de trabajo. Por lo tanto, la existencia de diferencias en estas medidas indica que los cambios en la brecha aparente, no representan cambios en el componente no explicado de la brecha.

Tabla 3  
**Brechas salariales corregidas y no corregidas**

	Argentina		Brasil		México	
	2000	2009	2001	2008	2000	2008
Brecha salarial sin corregir	-0.008	-0.031	0.106	0.123	-0.046	0.030
Brecha salarial corregida	0.136	0.115	0.621	0.514	0.318	0.350
Brecha salarial corregida no explicada	0.152	0.160	0.652	0.560	0.215	0.275
Diferencia entre brecha corregida y no corregida	0.160	0.191	0.546	0.437	0.261	0.245
Cambio en el tiempo: brecha no corregida		-0.022		0.017		0.075
Cambio en el tiempo: brecha corregida		0.008		-0.092		0.060

Nota: las brechas se miden en puntos logarítmicos. La diferencia entre la brecha corregida y la no corregida es a partir del componente no explicado. Asimismo, el cambio en la brecha corregida corresponde a la porción no explicada de la brecha.

Fuente: elaboración propia.

Para Argentina, la brecha salarial sin corregir es muy pequeña, aproximadamente cero. En cuanto a la brecha corregida, se observa un salto importante respecto a la no corregida. Esta diferencia significa que la regla de selección en Argentina atrae diferencialmente a las mujeres de mayores habilidades al mercado laboral, por lo cual el salario de las mujeres que trabajan es mayor que el salario esperado de todas las mujeres. Así, la brecha

no explicada es aún mayor, y a diferencia de la anterior, que disminuyó de un año al otro, esta aumentó un poco en 2009 con respecto a 2000.

En el caso de Brasil, la brecha salarial sin corregir es la más grande de los tres países y se mantiene constante en el tiempo. Observando la brecha corregida, esta es mucho mayor que la no corregida para ambos años. Además, se aprecia una caída importante en la brecha en el tiempo. Una vez más, esta información indica que el sesgo de selección es positivo en Brasil.

Dado el tamaño tan grande entre la brecha corregida y la no corregida, puede pensarse que las mujeres que no trabajan tienen niveles muchísimo menores de habilidades en comparación con quienes trabajan. Pasando a la brecha no explicada, esta es mayor a la brecha corregida en ambos años y también muestra una tendencia a la baja en el tiempo. Es posible que gran parte de la caída en el tiempo de la brecha corregida se deba a la disminución en el componente no explicado de la brecha, así como a un importante aumento en capital humano.

Por último, para el caso de México, la brecha no corregida en ambos años ronda alrededor de cero. Sin embargo, para 2000 lo hace por debajo, mientras que en 2008 por arriba. Esto indica que aunque la brecha no corregida sea muy pequeña para México, hubo una tendencia a la alza en el tamaño de la brecha salarial aparente por género. Una vez corregido el salario de las mujeres, la brecha salarial crece para ambos años. Al igual que el salario no corregido, estos datos muestran un cambio positivo en el tiempo. En este caso, la regla de selección es positiva de nuevo. En cuanto a la brecha no explicada, esta es menor a la corregida, pero también muestra una ligera tendencia a la alza a través del tiempo. Esto indica que una parte importante de las brechas en México se debe a diferencias en características entre hombres y mujeres.

La diferencia entre la brecha corregida y la no corregida muestra mucha volatilidad a través de los años y los países. Sin embargo, en todos los casos es positiva, indicando que existe un sesgo de selección positivo. Para Argentina, tal diferencia es la más pequeña de los tres países, y crece en el tiempo. Esto significa que el sesgo de selección se hizo más positivo para este país. En el caso de Brasil, esta medida es mucho más pequeña para 2008 que para 2001, indicando que el sesgo de selección dejó de ser tan positivo en ese país.

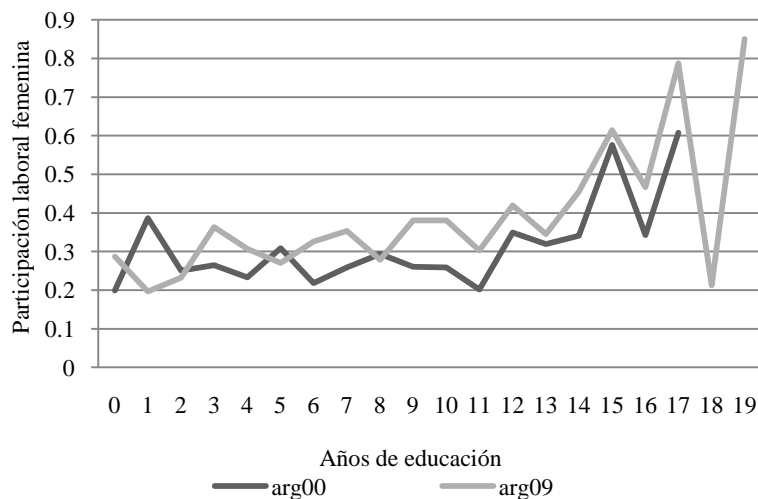
Por último, en México la diferencia entre las brechas también disminuye ligeramente en el tiempo. La volatilidad tan elevada en la medición de la diferencia entre la brecha corregida y la no corregida indica la importancia

de corregir por el sesgo, pues las reglas de selección son muy diferentes entre países y en el tiempo, a pesar de que todas sean siempre positivas.

Cabe mencionar que la relación entre la participación laboral femenina y el nivel educativo de las mujeres es complicada, pues existen varios factores que pueden tener efectos sobre la decisión de trabajar dado un nivel educativo. Por ejemplo, el acceso a guarderías o centros de cuidado infantil puede variar enormemente a partir de la posición de la mujer en el espectro de la distribución de habilidades. En otras palabras, no hay razón para pensar que esta relación sea necesariamente lineal. Sin embargo, a partir de los datos aquí utilizados, se encuentra que la participación laboral femenina es creciente en cuanto a educación, lo cual sustenta el hallazgo de un sesgo de selección positivo. De tal modo, conforme aumenta el nivel educativo, las mujeres aumentan su probabilidad de trabajar.

Las gráficas 1, 2 y 3 muestran el resultado anterior. Solo para Argentina, se puede ver que la participación laboral femenina es muy volátil y presenta una tendencia creciente muy pequeña. Sin embargo, se sigue sosteniendo el resultado de un sesgo de selección positivo con mayor participación laboral de las mujeres que muestran mayores niveles educativos.

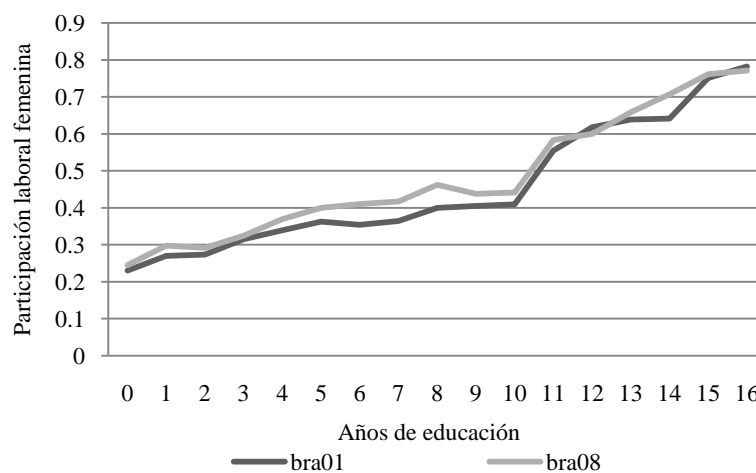
Gráfica 1  
**Argentina: Participación laboral femenina por años de educación para la muestra restringida**



Nota: la participación laboral femenina se mide en porcentaje. La etiqueta “arg00” se refiere a los datos para Argentina en 2000; “arg09” a los datos de Argentina en 2009. Fuente: elaboración propia.

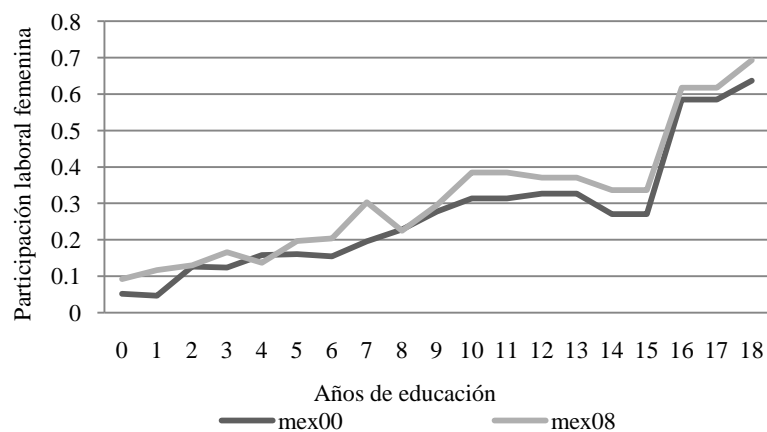


Gráfica 2  
**Brasil: Participación laboral femenina por años de educación para la muestra restringida**



Nota: la participación laboral femenina se mide en porcentaje. La etiqueta “bra01” se refiere a los datos para Brasil en 2001; “bra08” a los datos de Brasil en 2008. Fuente: elaboración propia.

Gráfica 3  
**México: Participación laboral femenina por años de educación para la muestra restringida**



Nota: la participación laboral femenina se mide en porcentaje. La etiqueta “mex00” se refiere a los datos para México en 2000; “mex08” a los datos de México en 2008. Fuente: elaboración propia.

Finalmente, se analiza el comportamiento de las brechas no corregida y corregida en el tiempo. En el caso de Argentina, mientras la brecha observada disminuyó, la corregida aumentó ligeramente. Por lo tanto, las brechas siguen una conducta distinta, pues aunque parece que la brecha observada disminuya en el tiempo, en realidad el diferencial de salarios aumentó.

Para Brasil, el comportamiento de la brecha no corregida fue a la alza en el tiempo, mientras que la brecha corregida disminuyó considerablemente de un año a otro. Este caso es contrario al de Argentina: mientras que la brecha observada se hizo ligeramente más grande, la brecha corregida se cerró bastante entre estos años. Por último, en México, ambas brechas siguieron una tendencia positiva en el tiempo, aunque con la corregida resultó un poco más pequeña respecto de la no corregida.

De manera intuitiva, es posible pensar que el efecto del sexo del primogénito sobre la probabilidad de ingresar al mercado laboral se manifieste a partir del nivel educativo de cada mujer. Esto significa que para distintos niveles educativos se tendrían diferentes respuestas en la decisión de trabajar, a partir del hecho de que el primer hijo sea hombre o mujer, que afecta a su vez la estimación de las brechas realizadas. Para considerar esta posibilidad, se corrieron todos los modelos, incluyendo la interacción de educación con sexo del primogénito, en la estimación de la ecuación de selección.

Para Argentina en 2009, México en 2008 y para ambos años de Brasil, esta interacción resultó ser significativa y mayor a cero. En el caso de Argentina en 2000 y México en 2000, la nueva variable no fue significativamente distinta de cero. Inclusive, las predicciones de los salarios con los coeficientes obtenidos de esta nueva estimación no difieren de las anteriores, y por lo tanto, tampoco el cálculo de las brechas tanto corregida como no explicada. Solo en el caso de Brasil en 2001 y México en 2000 existe una diferencia de 0.01 y 0.02 puntos logarítmicos en el tamaño de la brecha, incluyendo la nueva interacción respecto a la brecha anterior, respectivamente. Consecuentemente, se puede intuir que la inclusión de la interacción de sexo del primogénito con educación no representa una aportación significativa al análisis presentado en este trabajo.

Por último, resultaría interesante considerar un análisis de cohortes en este trabajo, con la finalidad de encontrar patrones relevantes. Para esto, sería lógico pensar en dos posibles situaciones hipotéticas: primero, que diferentes cohortes se comporten de diferente manera (es decir, que quizá para personas nacidas en cierta década o rango de años, las brechas siempre sean más grandes o más pequeñas, independientemente de cuándo se analicen); y segundo, que todos los cohortes sigan la misma tendencia en el tiempo (es

decir, que dependiendo del rango de edad, las brechas se mueven de diferente manera pero de igual forma para cualquier cohorte que alcance dichos rangos de edad).

Considerando esta posibilidad, se realizó un análisis de cohortes para los países estudiados (a pesar de la limitación de solamente contar con dos cortes temporales para comparar dinámicas y diferencias en magnitudes y tendencias). El resultado no arrojó ningún patrón discernible consistente con alguna de las dos conjeturas presentadas. Quizá una muestra más extensiva (es decir, datos para más años) podría ayudar a identificar algún efecto, tendencia o patrón; sin embargo, para fines de este estudio y con los datos disponibles en este trabajo, el análisis de cohortes no resulta ser una aportación significativa. Estos resultados están disponibles a petición.

#### **4. Posibles explicaciones sobre los resultados obtenidos**

En esta sección, se abordan explicaciones viables para los cambios en cuanto a la diferencia entre la brecha observada y la corregida, así como posibles razones que expliquen las fuerzas detrás de los cambios en la brecha corregida. La dinámica, en el tiempo de la brecha observada y de la diferencia entre esta y la corregida, corresponde a cambios en el sesgo de selección. A continuación, se examinan las principales explicaciones para este resultado.

Una primera teoría proviene de Mulligan y Rubinstein (2008), quienes justifican la dinámica de la regla de selección, en Estados Unidos, a partir de la desigualdad en la distribución del salario de los hombres. Su argumentación destaca que al haber aumentado en ese país la brecha salarial entre los hombres de mayores y menores habilidades, la brecha aparente entre hombres y mujeres se cerró. Esto se debe a que la desigualdad en el salario de los hombres representa una mayor demanda por capital humano en el mercado de trabajo.

Dado que las decisiones laborales y de inversión en habilidades de las mujeres responden a las condiciones del mercado, la tendencia resulta en un sesgo de selección más positivo para las mujeres, cerrando así la brecha salarial observada. Siguiendo esta lógica, se esperaría que la desigualdad en la distribución salarial de los hombres haya aumentado marginalmente para Argentina, y disminuido significativamente para Brasil y medianamente para México, dados los resultados previamente obtenidos.

La tabla 4 presenta una medición para la desigualdad de los salarios de los hombres, que consiste en la diferencia que existe entre el promedio del logaritmo de los salarios de los hombres en el primer quintil y el último quintil. Para Argentina, se observa que la desigualdad cayó, en Brasil disminuyó aún más y en México se mantuvo constante.

Con esta información, y siguiendo la lógica del argumento de Mulligan y Rubinstein (2008), se esperaría –dada la caída en desigualdad en la distribución salarial masculina en Argentina y Brasil– un sesgo de selección menos positivo y, por lo tanto, un aumento en la brecha observada. Estos resultados parecen indicar que la explicación, que presentan Mulligan y Rubinstein (2008) para los cambios en las brechas aparentes en Estados Unidos, funciona solamente para el caso de Brasil, donde se observó que el sesgo de selección se hizo menos positivo y la brecha aparente creció.

Tabla 4  
**Desigualdad en la distribución salarial de hombres**

	Argentina		Brasil		México	
	2000	2009	2001	2008	2000	2008
Logaritmo del salario del primer quintil	0.04	1.23	-0.41	0.48	1.33	1.76
Logaritmo del salario del último quintil	2.09	3.19	2.09	2.62	3.65	4.10
Desigualdad salarial	2.05	1.95	2.50	2.14	2.32	2.34
Cambio de la desigualdad en el tiempo		-0.09		-0.36		0.02

Nota: se presenta el promedio del logaritmo del salario para el primer y último quintil. La desigualdad se mide como la distancia que existe entre estos dos números.

Fuente: elaboración propia.

Otra explicación sobre la dinámica de las diferencias entre la brecha salarial observada y la corregida consiste en analizar los cambios en la participación laboral femenina. En la tabla 5, se reporta nuevamente esta variable y su cambio en el tiempo, tanto expresado como cambio absoluto (medido en puntos porcentuales) como relativo (un porcentaje). Dada esta información y los resultados obtenidos, se puede inferir que las mujeres que ingresaron al mercado laboral en Argentina entre 2000 y 2009 tienen un salario potencial similar o ligeramente por encima al de las mujeres que ya trabajaban anteriormente. Como resultado, el sesgo de selección se hizo marginalmente más positivo y la brecha salarial aparente cayó un poco entre estos años. Para Brasil, dado que el sesgo de selección se hizo menos positivo, las mujeres que comenzaron a trabajar deben tener un salario esperado, en promedio,

menor al de aquellas que ya participaban en el mercado laboral. Por último, en el caso de México se encontró que el sesgo de selección se volvió menos positivo de 2000 a 2008. Esto quiere decir que el incremento que hubo en la participación laboral femenina debe haberse dado en el espectro izquierdo de la distribución de habilidades.

Tabla 5  
**Participación laboral femenina**

	Argentina		Brasil		México	
	2000	2009	2001	2008	2000	2008
Porcentaje de mujeres en el mercado laboral	33.8	44.7	41.3	48.8	22.4	29.7
Cambio en el tiempo		10.87 32%		7.46 18%		7.29 33%

Nota: el cambio en el tiempo de esta variable está medido en puntos porcentuales. Abajo se expresa el cambio en participación laboral como porcentaje.

Fuente: elaboración propia.

Por otra parte, puede presentarse una situación en la que la composición de la fuerza laboral femenina se modifique, independientemente de los cambios que sucedan con respecto a la cantidad de mujeres en el mercado. De tal forma, las mujeres que trabajaban antes no necesariamente deben ser las mismas que trabajan ahora. Esto significa que una explicación plausible a los resultados observados, es que la composición laboral en Argentina haya cambiado marginalmente para formarse por mujeres más cercanas a la cola derecha de la distribución de habilidades. También, es posible que en Brasil y México las mujeres que ahora trabajan estén más cercanas a la cola izquierda que antes, independientemente del aumento en participación laboral observado. Esto parece ser especialmente cierto para Brasil, pues presenta el aumento más pequeño en la participación laboral femenina y un enorme decremento en la distancia entre la brecha sin corregir y la corregida, indicando que el sesgo de selección se hizo mucho menos positivo.

Otro conjunto importante de factores que determinan los cambios en el tipo de selección y consecuentemente en la brecha aparente, lo constituyen las preferencias por trabajar y la percepción o aceptación social de las mujeres en el mercado de trabajo. En la tabla 6, se presentan tres preguntas formuladas en la Encuesta Mundial de Valores que buscan medir la aceptación de la mujer en el mercado laboral. Evidentemente, la actitud hacia las mujeres que trabajan e invierten en capital humano es más positiva hoy que antes. Asimismo, el tipo de mujer que trabaja también depende de

estas percepciones: conforme es mejor visto que las mujeres de clase media trabajen, la composición laboral puede cambiar para incluir a más de ellas, cuyo potencial se encuentra más a la derecha dentro de la función de distribución de las habilidades.

Tabla 6  
**Actitudes frente a la participación laboral femenina en el tiempo**

	Argentina		Brasil		México	
	1999	2006	1997	2006	2000	2005
<i>La universidad es más importante para los hombres que para las mujeres</i>						
De acuerdo	15.3%	15.0%	24.0%	11.9%	33.2%	24.9%
En desacuerdo	84.7%	85.0%	76.0%	88.2%	66.9%	75.0%
<i>Cuando el empleo escasea, un hombre tiene mayor derecho a un trabajo que una mujer</i>						
De acuerdo	25.7%	27.7%	35.6%	22.3%	33.7%	25.3%
En desacuerdo	61.0%	60.0%	62.6%	64.1%	55.8%	67.6%
<i>Ser una ama de casa es igualmente satisfactorio</i>						
De acuerdo	75.1%	65.8%	60.9%	51.4%	73.0%	73.6%
En desacuerdo	24.9%	34.2%	39.0%	48.6%	27.0%	26.4%

Nota: para la primera y tercera pregunta, la Encuesta Mundial de Valores reporta cuatro categorías: muy de acuerdo, de acuerdo, en desacuerdo y muy en desacuerdo. Por simplicidad, se agruparon las primeras dos y las últimas dos. En la segunda pregunta, los porcentajes no suman 100% porque se omitió la categoría de ni acuerdo ni desacuerdo. La disponibilidad de años de estas encuestas no permite que estos coincidan exactamente con los años analizados en este estudio.

Fuente: Encuesta Mundial de Valores para los años y países indicados.

Por último, otros factores importantes y comúnmente citados por la literatura se refieren a cambios en los comportamientos de las mujeres. En primer lugar, se señala que las mujeres han cambiado sus áreas de estudio, enfocándose cada vez más en carreras más lucrativas que antes eran dominadas por los hombres. Goldin, Katz y Kuziemko (2006) indican que los costos para las mujeres de estudiar una carrera demandante (como medicina o derecho), probablemente sean menores que para los hombres, lo cual las coloca en ventaja. Ese mismo estudio analiza las decisiones de inscripción a materias de preparatoria (*high school*) en Estados Unidos, lo que determina que las mujeres enfocan cada vez más sus clases hacia matemáticas y ciencias, en cuanto a la preparación para una carrera universitaria en las ciencias. Esta tendencia puede entonces llevar a un sesgo de selección más positivo, y a que se cierre la brecha salarial aparente entre los géneros, sin que necesariamente esto afecte a la brecha no explicada.

En segundo lugar, existen cambios en los ciclos de vida de las mujeres. Actualmente, las edades promedio para el primer matrimonio y el primer hijo son mayores que anteriormente. Goldin y Katz (2002) señalan que la píldora anticonceptiva ha permitido a las mujeres una mayor planificación en sus vidas, retrasando la formación de familia para poder participar activamente en el mercado laboral. Estas decisiones también permiten acumular capital humano con el objetivo de obtener mayores salarios.

Finalmente, existe cada vez mayor apego a la vida laboral de parte de las mujeres. Esto implica que las mujeres casadas y con hijos continúan participando activamente en el mercado laboral, especialmente dentro del mayor nivel de capital humano. Todos estos cambios en comportamiento impactan en las brechas salariales que son observadas a partir del sesgo de selección que tiende a ser más positivo, y de la tasa de participación laboral femenina que va a la alza. Para el caso de Brasil y México, esta explicación no parece ser muy adecuada debido a que el sesgo se hizo menos positivo en el tiempo.

Desde luego que una explicación que considere solamente uno de los factores antes mencionados, será deficiente, pues resulta lógico pensar que la realidad es más compleja. Por eso, un análisis más profundo que busque explicar la dinámica en las brechas, debe contextualizar los mercados laborales en los países estudiados. De tal forma que una posible explicación consideraría los efectos de situaciones económicamente adversas sobre las tasas de participación de las mujeres. Es posible que en ese caso, dada la necesidad de los hogares de aumentar sus ingresos, la participación laboral de las mujeres se expanda. Sin embargo, puede ser que las mujeres que ingresen al mercado laboral sean las de menores ingresos o al menos aquellas que se hayan visto más afectadas por la situación económica del país. Esto se traduciría entonces en un sesgo de selección más negativo.

Asimismo, es posible que este cambio en la participación laboral no sea transitorio, pues no todas las mujeres que hayan empezado a trabajar necesariamente dejarán de hacerlo una vez que el poder adquisitivo de los salarios se haya estabilizado. Además, la mayor participación laboral femenina producto de la necesidad puede implicar un cambio en actitudes, lo cual podría significar que mujeres de mayores habilidades que no habían entrado al mercado laboral ahora lo hagan, atenuando así el sesgo negativo. En fin, la complejidad de las posibles explicaciones a cambios en el tipo de selección y en la dinámica de las brechas observada y corregida es considerable. Este trabajo no pretende proveer una explicación contundente, sino una gama de posibles razones que futuros estudios podrán abordar más a fondo.

En seguida, se explicará sobre las posibles fuerzas que hay detrás de los cambios en la brecha corregida y en la brecha corregida no explicada. La brecha corregida, es decir, la brecha para la cual ya no existe un problema de selección, puede cambiar en el tiempo gracias a diferencias en los niveles educativos de las mujeres, manteniendo todo lo demás constante. Conforme las mujeres cambian sus decisiones de inversión en capital humano, el salario promedio de todas ellas (independientemente de si ingresan al mercado laboral o no) debe cambiar.

Por un lado, puede ser que el aumento en educación sea mayor en las mujeres con respecto a los hombres. En ese caso, el salario corregido de estas sería más alto y consecuentemente se cerraría la brecha corregida. Por otro lado, como ya se mencionó, es posible que las mujeres decidan cambiar el tipo de profesión que escogen a favor de trabajos más rentables. En ese caso, dicho cambio –que también implica un aumento en las habilidades de las mujeres– impactará sobre la brecha corregida, haciéndola más pequeña que antes.<sup>23</sup> Finalmente, en cuanto al componente no explicado de la brecha corregida, no es posible hablar de diferencias en las decisiones de inversión en capital humano de las mujeres ni en sus demás características relacionadas con su salario potencial, pues en este caso se les asignan las variables de los hombres a las mujeres. En consecuencia, una posible explicación a los cambios en el tiempo de esta brecha puede deberse a diferencias en el nivel de discriminación que existe en contra de las mujeres, el cual a su vez está motivado por diferentes factores.

Al acumular mayores cantidades de capital humano, orientar su educación hacia las habilidades valoradas en el mercado laboral y tomar mayor control sobre las decisiones familiares que limitan la participación laboral, las mujeres enfrentan un menor número de prácticas discriminatorias, pues el costo de oportunidad de no contratar a una mujer en estas circunstancias actuales es seguramente mayor que hace 50 años. A su vez, conforme los países se integran al mercado global, los monopolios se vuelven menos sostenibles. Tal como señala Becker (1971), en ese caso es más difícil discriminar, pues las pérdidas en eficiencia no son tolerables bajo un marco de mayor competencia. Todo esto indicaría entonces que el componente no explicado de la brecha salarial debió haber disminuido en los tres países. Según los resultados previamente presentados, esto es cierto para Brasil, marginalmente para Argentina y falso para México.

---

<sup>23</sup> Es posible pensar que las brechas salariales sean diferentes para distintos niveles de educación. En ese caso, también se observaría un decremento en el tamaño de la brecha corregida, conforme las mujeres incrementen sus años de educación y el tipo de profesión que escogen.



Como se puede ver, los factores que influyen sobre las brechas salariales por género así como las fuerzas detrás de ellos, son muy diversas. Lejos de encontrarse una explicación única, es probable que todas ellas contribuyan a los resultados encontrados. Asimismo, es probable que otras fuerzas, que aquí no están identificadas, actúen sobre la dinámica de las brechas salariales. Como se señaló anteriormente, el propósito de este trabajo no es explicar la razón de los cambios en las brechas corregidas y no corregidas en el tiempo, sino mostrar la importancia de corregir por el sesgo de selección a partir de un método adecuado. Seguramente, futuros trabajos podrán indagar con mayor profundidad en las fuerzas que están detrás de estos cambios.

### **Conclusión**

El presente trabajo se propuso plantear una estrategia de identificación bien trazada para la estimación de las brechas salariales corregidas por el sesgo de selección. Asimismo, se realizaron los cálculos de las diferencias en ingreso para hombres y mujeres para Argentina, Brasil y México en dos momentos en el tiempo, con el fin de identificar las tendencias en estos países. Como resultado, se encontró que en los tres países existe un sesgo de selección positivo, el cual resultó menos positivo en el tiempo, para Brasil y México; mientras que para Argentina aumentó. Este sesgo se traduce en brechas corregidas mayores a las observadas, por lo cual, discutir las brechas a partir solo de los datos observados resulta ser engañoso.

La importancia de corregir por el sesgo de selección es evidente dados los resultados presentados. A pesar de que dicho sesgo es positivo en todos los países estudiados, la magnitud del sesgo no es constante entre ellos. Esto significa que un análisis que considere solo a las mujeres que trabajan no necesariamente dará el mismo resultado que un estudio más completo que sí tome en cuenta el sesgo. Dicho problema surge porque el salario potencial de las mujeres que no trabajan no necesariamente es similar al de aquellas que sí ingresan al mercado laboral. Considerando esta endogeneidad en la decisión de trabajar, no es creíble realizar un análisis de las brechas sin corregir por el sesgo, pues las estructuras del mercado laboral y las consideraciones familiares y sociales son distintas para cada país, y cambiantes en el tiempo.

El hallazgo más importante concierne a las brechas salariales de Argentina y México. Observando la brecha no corregida, parecería que los hombres y las mujeres de ambos países obtienen ingresos muy similares. Este resultado es consistente con el análisis que realizan Atal, Ñopo y Winder (2009), donde catalogan a Argentina y México como países muy equitativos en esta cuestión. Sin embargo, una vez que se corrigen las brechas por el sesgo de

selección, se evidencia que la brecha salarial en México es dos veces mayor a la de Argentina, además de que dichas brechas son considerablemente mayores a las no corregidas. Asimismo, las estimaciones para Brasil resultan igual de relevantes, pues la brecha corregida es entre cinco y seis veces mayor a la no corregida. Además, para este país mientras que la brecha observada aumentó en el tiempo, la brecha corregida no explicada disminuyó drásticamente.

Existe un interés generalizado –como es evidente en las publicaciones constantes del Banco Interamericano de Desarrollo (BID) y demás foros y organismos internacionales– por ordenar a los países de América Latina (y el resto del mundo) a partir de la magnitud de las brechas salariales por género. Sin embargo, estos estudios no necesariamente generan ordenamientos correctos, pues ignoran el problema de selección. De este modo, los hallazgos de este trabajo cuestionan las listas de *ranqueo* de países respecto al tamaño de sus brechas salariales, publicadas por Atal, Ñopo y Winder (2009), y demás trabajos sobre estos diferenciales. A pesar de que los resultados aquí presentados no indiquen que el ordenamiento encontrado por estos autores para los tres países estudiados sea incorrecto (Argentina, México y Brasil, de mayor a menor equidad de género), las magnitudes de las brechas son muy diferentes, y no hay razón para pensar que el *ranqueo* de los demás países se mantenga inalterado al corregir por el sesgo de selección.

Este resultado lleva pues a una recomendación de política respecto de practicar la cautela al calcular los diferenciales salariales entre hombres y mujeres, ya que omitir el sesgo de selección en este análisis conduce a errores en la estimación del tamaño de las brechas. Dado que dichas listas influyen en las políticas públicas de los países y en la decisión sobre qué países deben recibir financiamiento para programas de apoyo a las mujeres, resulta sumamente importante llevar a cabo las estimaciones corrigiendo por el sesgo. De lo contrario, es probable que no se implementen políticas a favor de la equidad de género donde sean más necesitadas.

El análisis presentado cuenta con ciertas limitaciones. Por un lado, el análisis solo se realizó para tres países en un periodo corto de tiempo. Un estudio más ambicioso podría incorporar a más países latinoamericanos para encontrar patrones en las brechas de la región en general. Además, conforme pasen los años habrá una mayor disponibilidad de información que permita analizar el comportamiento de largo plazo de los sesgos de selección y las brechas. Por otra parte, quizá una estrategia de identificación más compleja podría ser más ilustrativa del tema. No obstante, se escogió la estrategia presentada por la posibilidad de mantener un alto grado de comparabilidad entre países, a la vez que está basada en el diseño que siguen Mulligan y

Rubinstein (2005, 2008). Asimismo, la variable instrumental utilizada en la ecuación de selección (sexo del primogénito) tiene la virtud de captar indirectamente otros efectos adicionales.

### Referencias

- Angrist, J. D. and Evans, W. N. (1998). "Children and Their Parents' Labor Supply: Evidence from Exogenous Variation in Family Size." *The American Economic Review*, 88(3), 450-477.
- Atal, J. P., Ñopo, H. and Winder, N. (2009). "New Century, Old Disparities: Gender and Ethnic Wage Gaps in Latin America." *IDB Working Paper No. 109*.
- Becker, G. (1971). *The Economics of Discrimination*. Chicago: University of Chicago Press.
- Del Razo, L. M. (2003). "Estudio de la brecha salarial entre hombres y mujeres en México (1994-2001)." *Secretaría de Desarrollo Social, Serie: documentos de investigación No. 4*
- Goldin, C. and Katz, L. F. (2002). "The Power of the Pill: Oral Contraceptives and Women's Career and Marriage Decisions." *NBER Working Paper No. 5188*.
- Goldin, C., Katz, L. F. and Kuziemko, I. (2006). "The Homecoming of American College Women: The Reversal of the College Gender Gap." *The Journal of Economic Perspectives*, 20(4), 133-156.
- Hausmann, R., Tyson, L. and Zahidi, S. (2008). *The Global Gender Gap 2008*. World Economic Forum: Davos, Suiza.
- Heckman, J. J. (1979). "Sample Selection Bias as a Specification Error." *Econometrica*, 47(1), 153-161.
- Heckman, J. J. (1998). "Detecting Discrimination." *The Journal of Economic Perspectives*, 12(2), 101-116.
- Hertz, T., Winters, P., De la O, A. P., Quiñones, E., Davis, B. and Zezza, A. (2008). "Wage Inequality in International Perspective: Effects of Location, Sector and Gender." *ESA Working Paper No.8*.
- Hoyos, A. and Ñopo, H. (2010). "Evolution of Gender Gaps in Latin America at the Turn of the 20th Century: An Addendum to 'New Century, Old Disparities'." *IDB Working Paper No.176*.
- Johansson, F. (2007). "How to Adjust for Nonignorable Nonresponse: Calibration, Heckit or FIML?" *SOLE Working Paper*.

**36 Ensayos Revista de Economía**

- Manski, C. F. (1989). "Anatomy of the Selection Problem." *Journal of Human Resources*, 24, 343-360.
- Montgomery, M. R. and Trussell, J. (1986). "Models of Marital Status and Childbearing." *Handbook of Labor Economics*, 1, 205-271.
- Mroz, T. A. (1987). "The Sensitivity of an Empirical Model of Married Women's Hours of Work to Economic and Statistical Assumptions." *Econometrica*, 55(4), 765-799.
- Mulligan, C. B. and Rubinstein, Y. (2005). "Selection, Investment, and the Women's Relative Wages Since 1975." *NBER Working Paper No.11159*.
- Mulligan, C. B. and Rubinstein, Y. (2008). "Selection, Investment, and Women's Relative Wages Over Time." *The Quarterly Journal of Economics*, 123(3), 1061-1110.
- Neuman, S. and Oaxaca, R. (2004). "Wage Decompositions with Selectivity-Corrected Wage Equations: A Methodological Note." *Journal of Economic Inequality*, 2, 3-10.
- Oaxaca, R. (1973). "Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets." *International Economic Review*, 14, 693-709.
- Oaxaca, R. L. and Ransom, M. R. (1994). "On Discrimination and the Decomposition of Wage Differentials." *Journal of Econometrics*, 61, 5-21.
- Olivetti, C. and Petrongolo, B. (2008). "Unequal Pay or Unequal Employment? A Cross-Country Analysis of Gender Gaps." *Journal of Labor Economics*, 26(6), 621-654.
- Rosenzweig, M. R. and Wolpin, K. I. (2000). "Natural 'Natural Experiments' in Economics." *Journal of Economic Literature*, 38(4), 827-874.
- Roy, A. D. (1951). "Some Thoughts on the Distribution of Earnings." *Oxford Economic Papers*, 3(2), 135-146.
- Wooldridge, J. M. (2002). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge: The MIT Press.