



UNCUYO
UNIVERSIDAD
NACIONAL DE CUYO

FCE
FACULTAD DE CIENCIAS
ECONÓMICAS

Carrera: Licenciatura en Economía

**ANÁLISIS MICROECONOMÉTRICO DEL MERCADO DE TRABAJO DE LAS MUJERES:
UNA EXPLORACIÓN PARA EL CASO ARGENTINO**

Trabajo de Investigación

Por

Micaela Lourdes Diblasi

Directora: Monserrat Serio

Co-directora: María Inés Lara

M e n d o z a – 2016

ÍNDICE

I.	Introducción	4
II.	Antecedentes	6
III.	Metodología	10
IV.	Datos	13
V.	Aplicación Empírica	19
VI.	Resultados	20
VII.	Conclusiones	23
VIII.	Referencias.....	24
IX.	Anexos	27

ÍNDICE DE TABLAS Y GRÁFICOS

Tabla 1: Estadísticas descriptivas. Mujeres ente 18 y 65 años. Año 2014.	16
Tabla 2: Estadísticas descriptivas. Mujeres ente 18 y 65 años. Mendoza 2004 y 1994.....	17
Tabla 3: Resultados finales de estimaciones de las ecuaciones de Mincer para el año 2014.	20
Tabla 4: Resultados finales de estimaciones de las ecuaciones de Mincer para la provincia de Mendoza.	22
Tabla 5: Resultados de la estimación de las ecuaciones de ingresos para el año 2014, tomando la especificación 1 de la ecuación de selección para la estimación de Heckman.....	27
Tabla 6: Resultados de la estimación de las ecuaciones de ingresos para el año 2014, tomando la especificación 2 de la ecuación de selección para la estimación de Heckman.....	28
Tabla 7: Resultados de la estimación de las ecuaciones de ingresos para la provincia de Mendoza, tomando la especificación 1 de la ecuación de selección para la estimación de Heckman.	29
Tabla 8: Resultados de la estimación de las ecuaciones de ingresos para la provincia de Mendoza, tomando la especificación 2 de la ecuación de selección para la estimación de Heckman	30
Gráfico 1: Porcentaje de mujeres por nivel educativo. 2014.....	15
Gráfico 2: Porcentaje de mujeres por nivel educativo. Mendoza 1994 - 2004 - 2014.	18
Gráfico 3: Porcentaje de mujeres por estado civil. Mendoza 1994 - 2004 - 2014.....	18

I. INTRODUCCION

Según la CEPAL (2013) en América Latina más del 60% de los ingresos de los hogares corresponden a los salarios. Luego las diferencias salariales se traducen en diferencias en los ingresos de los hogares y si la principal fuente de ingreso de los hogares resulta ser el salario, estas diferencias pueden convertirse en una herramienta propagadora o profundizadora de la desigualdad.

En particular, según el informe *“Trabajo decente e igualdad de género” para América Latina* (CEPAL, FAO, ONU Mujeres, PNUD, OIT, 2013) las mujeres están sobrerrepresentadas en los segmentos con altos niveles de informalidad y en el desempleo. A su vez las mujeres son más vulnerables a la pobreza, ya que son las que reciben los salarios más bajos del mercado laboral y lo destinan en mayor medida al bienestar familiar (CEPAL, 2013). Dado esto es que resulta importante analizar el ingreso por hora de la mujer y su evolución, ya que es probable que mejoras en los salarios de las mujeres se traduzcan en mejoras de bienestar. Así mismo, una mejora de los salarios de las mujeres es fundamental para incrementar su autonomía que es condición indispensable para la igualdad de género.

En los últimos 30 años los cambios demográficos en América Latina han generado circunstancias muy favorables para el incremento de la participación femenina en la actividad económica (Martínez Gómez, Miller & Saad, 2013). No obstante, aún hoy existen brechas de desigualdad de género en la participación laboral, así como en la distribución del tiempo no remunerado que hombres y mujeres dedican al cuidado de la familia (CEPAL, 2013). Esto último incide directamente en el salario de reserva de las mujeres que desean trabajar, dado que el salario del mercado debe cubrir la valoración que ellas hacen de las tareas que realizan en el hogar, que se verán disminuidas al dedicar horas al mercado de trabajo.

Si se tiene en cuenta el incremento de la participación femenina en la actividad económica en los últimos años en América Latina, resulta interesante conocer si en Argentina ha habido cambios en los determinantes de la decisión de participar en el mercado de trabajo, así como también en los determinantes de los salarios femeninos.

Al considerar como dato esta situación y a modo de comprobar empíricamente si, en el país, la mujer ha incrementado su reconocimiento en el mercado de trabajo en los últimos años es que, en este trabajo de investigación, se analizan los salarios de las mujeres del país estimando diferentes ecuaciones de salario. Las estimaciones se realizan para los años 1994, 2004 y 2014, con el objeto de analizar si la mayor educación y experiencia laboral de la mujer son más o menos reconocidas en sus ingresos hoy que hace veinte años atrás.

Con el objetivo de tener información a nivel local sobre los determinantes de los ingresos femeninos, las estimaciones mencionadas se realizan para la provincia de Mendoza. Así mismo, y frente a la aparente ausencia de trabajos comparativos entre provincias, se estiman además las ecuaciones de ingresos femeninos para Córdoba y Buenos Aires para el segundo trimestre del año 2014. Encontrar una buena aproximación a la ecuación salarios para las mujeres, permitirá tener bases sólidas para comprender de una mejor manera el mercado laboral femenino y las brechas salariales de género en las distintas provincias analizadas.

Para estimar los determinantes de los salarios, resulta indispensable considerar el potencial sesgo de selección muestral. Esto debido a que no observamos los datos de salario al que están dispuestas a trabajar todas las mujeres activas e inactivas, sino sólo los salarios de quienes se encuentran ocupadas.

El trabajo de investigación se estructura de la siguiente manera, en la sección 2 se presentan los antecedentes, en la sección 3 la metodología a utilizar, en la sección 4 se describen los datos a utilizar, en la sección 5 la aplicación empírica y en la subsiguiente las conclusiones.

El presente documento tiene como motivación principal corroborar si el incremento de la participación laboral femenina ha sido acompañado por un mayor reconocimiento en el salario de los años de educación o la experiencia laboral. Adicionalmente, y dado que para obtener estimaciones consistentes con la realidad es necesario contemplar el sesgo de selección en la participación laboral femenina, se considera que este trabajo brinda evidencia empírica al usar el método desarrollado por Heckman (1979) para la provincia de Mendoza; ya que si bien abundan estimaciones de este tipo a nivel país, en la provincia de Mendoza ha sido aplicado solo para el año 1997 (Maradona Iris, Calderón Mónica I., 1998), por lo que se considera interesante llevar a cabo este análisis para los datos actuales. Desde el punto de vista empírico, al aplicar la metodología a otras provincias es posible realizar también un análisis comparativo entre las mismas. Se pueden comparar la ecuación de salarios y los determinantes del empleo femenino así como la importancia que tienen en cada provincia. Cabe señalar que las ecuaciones de salarios estimadas pueden ser insumos para futuras investigaciones por ejemplo sobre la oferta laboral femenina o de las brechas de ingresos respecto de los hombres. Asimismo, los determinantes resultantes de la participación en el empleo a nivel provincial se consideran fundamentales para ser tenidos en cuenta a la hora de diseñar políticas económicas locales tendientes a incrementar la participación laboral de las mujeres, contribuyendo a un mercado de trabajo más equitativo.

Esta investigación busca contrastar la siguiente hipótesis: en los últimos años, han existido variaciones en los efectos de la educación y la experiencia laboral en los salarios para las mujeres.

A partir de lo mencionado surge la necesidad de generar nuevos análisis empíricos que contribuyan a esclarecer la situación actual de las mujeres en el mercado de trabajo local y resolver los siguientes interrogantes: ¿el incremento de la participación laboral femenina ha ido acompañado por un mayor reconocimiento en el salario de los años de educación o la experiencia laboral en la provincia de Mendoza?, ¿es posible afirmar que los determinantes de la participación laboral de las mujeres en Mendoza son otros respecto a años atrás, o que ha cambiado su importancia?, ¿son actualmente los años de educación y la experiencia laboral de las mujeres más reconocidos en Mendoza respecto a otras provincias?

El principal objetivo de esta investigación es analizar el mercado laboral de las mujeres en la provincia de Mendoza y realizar una comparación entre distintas provincias del país a fin de determinar si ha habido cambios en los determinantes del salario y en la participación laboral femenina entre los períodos mencionados. Los objetivos específicos son: 1) estimar la ecuación de salario horario de las mujeres de la provincia de Mendoza, considerando el sesgo de selección para el año 2014, 2) estimar la ecuación de salario horario de las mujeres en la provincia de Mendoza, considerando el sesgo de selección para el

período más antiguo que los datos permitan como el año 1994, 3) estimar la ecuación de salario horario de las mujeres de las provincias de Córdoba y Buenos Aires, considerando el sesgo de selección para el año 2014, a fin de realizar comparaciones interprovinciales, 4) contribuir a las decisiones de política laboral local mediante la estimación de los determinantes de la ocupación femenina para las provincias consideradas.

II. ANTECEDENTES

Mincer (1958), fue pionero en analizar la relación entre la distribución de las retribuciones y el capital humano, así como Becker (1962, 1964, 1977) quien formuló la Teoría del Capital Humano. Así, numerosas investigaciones referidas a la participación laboral y salarios de las mujeres están basadas en estas teorías.

En particular, Becker (1962) define la inversión en capital humano como aquellas actividades que influyen en los ingresos reales futuros mediante la incorporación de recursos en las personas, diferenciando como formas de inversión en capital humano las siguientes: escolaridad, capacitación en el trabajo, atención médica, consumo de vitaminas, y la incorporación de información sobre el funcionamiento del sistema económico. También postula que al ser las ganancias observadas la diferencia entre la rentabilidad bruta de las inversiones y los costos de inversión, la inversión en capital humano explica también una parte importante de las diferencias en los ingresos netos entre personas, períodos de tiempo y lugares¹. Becker (1965) se basa en el enfoque de conducta de la unidad familiar, según el cual en la función de utilidad familiar se incluyen tanto bienes que se producen en el hogar, así como bienes y servicios adquiridos en el mercado, tiempo, capital humano y otras variables ambientales. Es así que plantea la utilización del tiempo por parte de los individuos en distintas etapas de la vida en las siguientes actividades: producción de mercancías fuera del mercado, producción de capital humano y producción de ingresos (tiempo dedicado al mercado laboral). Adicionalmente Becker y Chiswick (1966) proporcionan una formulación para estimar estadísticamente la relación entre las retribuciones, las tasas de rendimiento del capital humano y el tiempo dedicado a invertir en este tipo de capital.

Mincer (1974) extiende la formulación realizada por Becker y Chiswick y analiza la inversión post-escolar, desarrollando un modelo empírico de la determinación de salarios. A partir del cual propone una relación lineal entre el logaritmo del salario y las variables de educación y experiencia laboral. Polacheck (1979) extiende la aplicación de esta ecuación al caso femenino, en el contexto de la familia como unidad económica, donde se comparte el consumo y se debe asignar los recursos entre la producción en el hogar y en el mercado, así como entre las inversiones en capital físico y humano. Según este razonamiento el comportamiento de la unidad familiar implica distribución del trabajo dentro de la misma². Las inversiones de la familia y la asignación del tiempo están vinculados: mientras que la actual distribución de capital humano influye en la asignación actual de tiempo dentro de la familia, la

¹ Hasta el momento las diferencias en los ingresos reales eran principalmente atribuidas a diferencias en capital físico, conocimientos tecnológicos, capacidad e instituciones.

² Planteado también en Becker (1973).

asignación futura de tiempo influye en las inversiones actuales en capital humano. Considerando que las diferencias en la asignación de tiempo e inversiones en capital humano están generalmente vinculadas al género y sujetas a cambios culturales y tecnológicos. Mincer y Polackeck (1974) se centran en el estudio de la relación entre la asignación del tiempo e inversiones en capital humano dentro de la familia que dan origen a los ingresos femeninos del mercado.

Usualmente, al realizar investigaciones empíricas del mercado de trabajo es necesario contemplar la posibilidad del sesgo de selección muestral. En el caso particular de estimaciones de los determinantes de los salarios femeninos, la presencia del sesgo de selección se debe a que no se observan los datos de salario al que están dispuestas a trabajar todas las mujeres activas e inactivas, sino sólo los salarios de quienes se consideran ocupados. Heckman (1979) ofrece una metodología para mejorar las estimaciones en presencia de sesgo de selección, que por su facilidad de aplicación y su compatibilidad con la ecuación de salarios propuesta por Mincer, ha sido ampliamente aplicada en estimaciones de salarios tipo Mincerianas.

A partir de los trabajos de Becker (año 1965), Mincer (1974) y Heckman (1979), se han desarrollado diversas investigaciones empíricas de salarios femeninos, que se extienden a distintas zonas geográficas y continúa siendo un tema vigente de investigación. Goldin (1986, 1990) realiza un extenso trabajo para llenar vacíos en el registro histórico del trabajo de las mujeres en los Estados Unidos, revelando que la tasa de actividad femenina tiene forma de "U", mostrando que la misma disminuyó en Estados Unidos durante el siglo diecinueve, llegando al mínimo alrededor de 1920, e incrementándose durante el siglo veinte³. Posteriormente en Goldin (1995), usando datos de corte transversal de distintas ciudades en la primera mitad de 1980 encuentra evidencia adicional de este comportamiento de la oferta laboral femenina, tanto históricamente como entre ciudades. La educación se presenta como un papel fundamental en este proceso, permitiendo a mujeres con mejor educación acceder a trabajos fuera del hogar "de cuello blanco" donde están menos estigmatizadas que realizando trabajos manuales (que sería la opción para trabajar fuera del hogar con un nivel educativo menor). Goldin (1995) y Olivetti (2013) brindan evidencia sobre la relación entre el proceso de desarrollo económico y la participación laboral femenina. Los autores investigan si la experiencia de Estados Unidos fue una excepción histórica y si el ritmo de transición de un país hacia un patrón de desarrollo económico moderno afecta la forma de la oferta de trabajo de las mujeres.

Blauh y Kahn (2005) analizan el comportamiento de la oferta de trabajo de las mujeres casadas en Estados Unidos entre los años 1980 y 2000, encontrando que, durante las dos décadas, hubo una reducción dramática en la propia elasticidad de los salarios de las mujeres y, la oferta de trabajo de las mujeres también se hizo menos sensible a los salarios de sus maridos. Los autores utilizan, entre otros, el

³ Según el autor, la disminución inicial en la tasa de participación laboral femenina se debe que durante el siglo diecinueve las mujeres trabajaban en la producción desde el hogar, la granja de familia y los pequeños negocios familiares, no solo dedicándose a las tareas del hogar, sino también participando en la producción de bienes que luego eran vendidos en los mercados o utilizados en el hogar. Al cambiar la naturaleza del proceso productivo, y trasladarse el lugar de producción desde el hogar hacia las fábricas y oficinas cae la participación laboral de las mujeres.

método planteado por Heckman en 1979 para corregir el sesgo de selección que surge en las observaciones de las ofertas salariales.

La oferta laboral femenina también ha sido objeto de investigación en distintos países del continente Europeo. En el caso de Grecia, Daouli, Demoussis y Giannakopoulos (2009) analizan la relación causal entre la fertilidad y el empleo de las madres griegas, analizando el efecto de las preferencias de los padres respecto al sexo de sus hijos. Cools y Strøm (2012) estudian el efecto de los hijos en la oferta laboral y en la elasticidad del salario para Noruega, encontrando que hombres y mujeres ocupados reducen sus horas de trabajo luego de ser padres, siendo este efecto mayor en las mujeres, y que la participación femenina se reduce en un 10% mientras que la participación laboral de los hombres se incrementa en un 5%. También encontraron que el tener hijos incrementa la probabilidad de sustitución de horas entre el hogar y el mercado, reflejado en una elasticidad salarial propia más positiva (siendo mayor el cambio en las mujeres), y la posibilidad de sustitución de horas de trabajo entre esposos, mostrando una elasticidad salarial cruzada más negativa.

Entre las contribuciones más recientes para el caso latinoamericano se destaca el trabajo de Gasparini et al. (2015). Los autores resaltan un cambio en la tendencia de la participación laboral femenina que presenta una significativa y generalizada desaceleración en mercado laboral en América Latina. Los mismos proveen evidencia de la participación laboral femenina de varios países de América Latina entre 1992 y 2012 en base a microdatos estandarizados que permiten comparaciones entre los mismos. Ponen en evidencia la disminución del ritmo de crecimiento de la participación laboral femenina durante el periodo y caracterizan detalladamente el patrón de cambio de la participación laboral femenina hallando que la desaceleración ha sido más intensa en los grupos más vulnerables de la población. Analizan también hipótesis alternativas sobre la desaceleración de la participación laboral femenina en los años 2000 y contribuyen con la presentación de evidencia y argumentos sobre instrumentos de política pública que pueden fomentar el empleo de las mujeres.

Rubli (2012) aplica la metodología desarrollada por Heckman (1979) realizando un estudio para Argentina en los años 2000 y 2009, Brasil en los años 2001 y 2008 y México para los datos de los años 2000 y 2008. El autor concluye que en los tres países es posible aislar un sesgo de selección positivo, y calcula las brechas salariales corregidas y sin corregir, encontrando para Argentina una diferencia positiva entre ambas que crece en el tiempo. Adicionalmente, calcula la brecha “no explicada⁴” calculada a partir del salario corregido de las mujeres estimado a partir de las características de los hombres. Tortarolo (2014) estudia la relación causal entre la fecundidad y la participación laboral de la mujer utilizando información censal de 14 países de América Latina y Estados Unidos para la década de 1980, 1990 y 2000.

Para el caso argentino, Cruces y Galiani (2003) se centran en analizar la relación causal entre fertilidad y oferta laboral femenina, utilizando la preferencia de los padres respecto del sexo de sus hijos como instrumento para identificar la relación causal entre fertilidad e ingresos laborales de las mujeres con al

⁴ Esta brecha indica la diferencia que existe, pero no se explica, entre lo que ganan los hombres y las mujeres.

menos dos hijos⁵. Por su parte, Marchionni (2005) realiza un análisis para las mujeres jóvenes utilizando datos de la Encuesta Permanente de Hogares (EPH) y el Módulo Especial sobre la Educación 1998 (SME) explorando los efectos de las características diferentes de cada tipo de edad, nivel educativo, situación asistencia y estado civil en las posibilidades de empleo, la calidad del empleo y los ingresos. Además de los factores tradicionales que explican los resultados del mercado de trabajo, centra el análisis en evaluar el papel de la educación secundaria y el entorno familiar. Para ello estima modelos Probit de la probabilidad de estar empleado, de estar empleado en el sector formal y de trabajar en un sector principal (sector financiero, la administración pública, la defensa, la educación, la salud o los servicios profesionales y personales) dado que se está empleado. Luego estima los determinantes del salario por hora mediante ecuaciones de Mincer tanto para hombres como para mujeres, logrando aislar el sesgo de selección sólo en el caso femenino. Butterfield (2012) estudia la participación laboral femenina entre los años 1980 y 2003 explorando la respuesta del mercado laboral femenino ante las crisis. Por su parte Lanzaot (2015) centra su investigación en la relación entre las responsabilidades de cuidado y la participación laboral femenina. En el contexto de la Ley de Educación de la provincia de Córdoba (Ley N° 9.870), evalúa los efectos de extender la obligatoriedad educativa desde los cuatro años de edad sobre la inserción laboral de las madres en la mencionada provincia.

Para el caso de Mendoza se encuentra el trabajo de Maradona y Calderón (1998), donde estiman el diferencial de los retornos marginales a la educación y a la experiencia entre hombres y mujeres para la provincia en 1997. En primer lugar estiman los modelos Probit de participación laboral para hombres y para mujeres, que son luego utilizados para aplicar la corrección de Heckman al estimar las ecuaciones de Mincer. Adicionalmente estiman los retornos marginales a la educación para ambos géneros encontrando que las mayores diferencias corresponden a niveles de educación inferior a secundario incompleto. En función de esto, estiman una nueva ecuación de Mincer, con corrección de Heckman considerando solamente el grupo de mujeres con nivel educativo inferior a secundario completo. Finalmente, concluyen que no hay evidencia de sesgo de selección para la muestra seleccionada.

En función de lo explorado resulta interesante analizar la situación de los salarios femeninos a nivel local y en distintos momentos en el tiempo, con el fin de proporcionar evidencia empírica para Mendoza y abriendo la posibilidad de realizar comparaciones interprovinciales. Así mismo, resulta evidente la necesidad de corregir por sesgo de selección las estimaciones a realizar, por la naturaleza de la decisión de participación en el mercado laboral, y la heterogeneidad de resultados en las investigaciones exploradas según la procedencia geográfica y temporal de los datos y los criterios de selección de la muestra.

⁵ El trabajo también analiza esta causalidad en México, comparando los resultados de ambos países con los obtenidos por Angrist y Evans (1998) para Estados Unidos.

III. METODOLOGÍA

3.1 Ecuación de salarios

Para estimar los salarios de las mujeres, se tomará como referencia la especificación empírica de ingresos de Mincer (1974) enmarcada en la Teoría del Capital Humano.

La teoría del Capital Humano destaca el comportamiento de la inversión individual como factor básico en la heterogeneidad de los ingresos del trabajo (Mincer, 1970). La ecuación de Mincer destaca el nivel educativo como factor clave en la heterogeneidad de ganancias laborales. Teniendo en cuenta que la enseñanza incrementa la productividad, pero que a su vez el tiempo invertido en la misma implica posponer los ingresos laborales, los individuos adquieren educación esperando que sus ingresos laborales futuros compensen los costos de su formación educativa. Se supone que el periodo de inversión en escolarización dura “s” años, y el entrenamiento en el trabajo o experiencia laboral disminuye linealmente a lo largo del ciclo de vida, “t”. Por eso, también se incluye en la ecuación la experiencia en el mercado de trabajo al cuadrado con el fin de capturar el efecto positivo de la experiencia laboral pero decreciente a medida que transcurre la vida laboral (Polachek, 2007).

La ecuación de Mincer es log-lineal. Es decir, la variable dependiente es el logaritmo del salario en función de las variables de educación y experiencia en forma lineal. La especificación de la ecuación es la siguiente:

$$\ln w_t = a + b_1s + b_2t + b_3t^2 + v,$$

donde “a” hace referencia a la capacidad inicial de ganancias, “s” a la escolaridad, “t” a la experiencia potencial en el mercado de trabajo y “v” es un término de error. En este trabajo se toma como variable proxy de la experiencia laboral del individuo la edad y la edad al cuadrado.⁶ En cuanto a la escolaridad se utilizará una variable categórica que toma niveles educativos correlativos, es decir, primaria, secundaria y superior o universitaria.

⁶ En particular Mincer supone que la experiencia laboral es continua, y comienza luego de finalizar la escolaridad. Esta variable se mide como la edad del individuo, menos la cantidad de años de educación “s”, y la edad de inicio de la escolaridad “i”, es decir:

$$t = E - s - i.$$

Aquí se tomará la edad del individuo en lugar de esta variable, en concordancia con otros trabajos explorados, dado que se desconoce la edad de inicio de escolaridad de cada individuo, y que la participación laboral de la mujer es en muchos casos discontinua.

3.2 Metodología de estimación

En función de estimar los determinantes de los salarios, resulta indispensable considerar el potencial sesgo de selección muestral. El sesgo en la muestra tiene un fuerte componente de auto selección: las personas se “auto-seleccionan” al empleo y observar el salario o no depende de una decisión individual de la oferta laboral. A fin de comprender mejor el problema y la solución propuesta por Heckman se seguirá a Wooldridge (2010). Mostrando el problema analíticamente, se desea estimar $E(w_i^0|x_i)$, donde w_i^0 es el salario por hora para un individuo al azar "i" y " x_i " un vector de características propias del individuo. Si se considera, por ejemplo, una oferta laboral semanal el individuo se enfrenta al siguiente problema de optimización:

$$\max_h U_i(W_i^0 h + a_i h), \quad 0 \ll h \ll 168,$$

donde h son las horas trabajadas por semana y a_i el ingreso no laboral del individuo i .

Sea $S_i = U_i(W_i^0 h + a_i h)$ y teniendo en cuenta que dada la restricción sobre h_i la solución puede ser $h_i = 0$, ó $0 < h_i < 168$.

Si $\frac{dS_i}{dh_i} \ll 0$ para $h = 0$, entonces el óptimo es $h_i = 0$, usando esta condición, se llega a:

$$w_i^0 \ll -Umg_i^h(a_i,0) / Umg_i^q(a_i,0),$$

donde $Umg_i^h(a_i, 0)$ es la desutilidad marginal del trabajo y $Umg_i^q(a_i, 0)$ es la utilidad marginal del ingreso. El cociente $-Umg_i^h(a_i,0) / Umg_i^q(a_i,0)$ es el salario de reserva (llamado así por Gronau, 1974) y en adelante será llamado w_i^r .

Esto implica que al estimar la ecuación de salarios $y_{1i} = \ln(w_i^0) = b_1 x_{1i} + u_{1i}$, sólo se dispondrá de información de w_i^0 cuando el mismo es mayor o igual a w_i^r , comportamiento que introduce un problema potencial de selección de la muestra.

Suponiendo $\ln(w_i^r) = b_2 x_{2i} + u_{2i}$, donde x_{2i} contiene variables que determinan la utilidad marginal del ocio y del ingreso, w_i^0 es observable cuando

$$\ln(w_i^0) - \ln(w_i^r) = b_1 x_{1i} + u_{1i} - b_2 x_{2i} - u_{2i} \equiv x_i d_2 + v_{i2} \gg 0.$$

Eliminando el subíndice i , dejando $y_1 = \ln(w_i^0)$ y estableciendo un indicador binario de participación en el mercado laboral y_2 , el modelo puede ser escrito para un grupo al azar de la población como:

$$y_1 = b_1 x_1 + u_1, \quad (1)$$

$$y_2 = 1 \quad \text{para } x d_2 + v_2 > 0, \quad (2)$$

donde la ecuación (2) es la ecuación de selección.

Los supuestos bajo los que se realiza la estimación del modelo son los siguientes:

- (x, y_2) son siempre observados, y_1 es observada cuando y_2 es igual a 1.
- (u_1, v_2) son independientes de x con media cero.
- $v_2 \sim \text{Normal}(0,1)$. Este es probablemente el supuesto más restrictivo.
- $E(u_1|v_2) = \gamma_1 v_2$. Se cumple si (u_1, v_2) es bivariada normal pero se mantiene bajo supuestos más débiles.

Partiendo de la ecuación (1), y teniendo en cuenta los supuestos, se tiene que:

$$E(y_1|x, v_2) = E(b_1 x_1 + u_1|x, v_2) = x_1 b_1 + E(u_1|x, v_2) = x_1 b_1 + E(u_1|v_2) = x_1 b_1 + \gamma_1 v_2. \quad (3)$$

Si $\gamma_1 = 0$, u_1 y v_2 no están correlacionados no hay problema de selección muestral y b_1 puede ser estimado por mínimos cuadrados ordinarios.

Si $\gamma_1 \neq 0$, aplicando esperanza en (3):

$$E(y_1|x, y_2) = x_1 b_1 + \gamma_1 h(x, y_2), \text{ donde } h(x, y_2) = E(v_2|x, y_2). \quad (4)$$

Conociendo $h(x, y_2)$, b_1 y γ_1 pueden ser estimados mediante una regresión de y_1 en x_1 y $h(x, y_2)$ usando la muestra seleccionada. Dado que en la muestra $y_2 = 1$, es necesario hallar $h(x, 1)$, pero $h(x, 1) = E(v_2|v_2 > -x d_2) = \lambda(x d_2)$, donde $\lambda(\cdot) = \phi(\cdot)/\Phi(\cdot)$ que es la razón inversa de Mills.⁷ Por lo tanto puede escribirse como:

$$E(y_1|x, y_2 = 1) = x_1 b_1 + \gamma_1 \lambda(x d_2) \quad (5)$$

Esta expresión deja en claro que la estimación por mínimos cuadrados ordinarios de y_1 en x_1 usando la muestra seleccionada omite el término $\lambda(x d_2)$ y generalmente resulta en estimaciones sesgadas e inconsistentes de b_1 .

Para estimar la ecuación (5) donde d_2 no es conocido se utilizará la metodología desarrollada por Heckman (1979) que permite obtener una estimación consistente mediante la estimación probit de la

⁷Por la ecuación 2, en la muestra seleccionada $x d_2 + v_2 > 0$, por lo que $v_2 > -x d_2$, luego $h(x, 1) = E(v_2|x, 1) = E(v_2|v_2 > -x d_2)$

ecuación de selección. El procedimiento propuesto por Heckman consiste en obtener en la primera etapa el estimador \hat{d}_2 del modelo probit.

$$P(y_{2i} = 1|x_i) = \Phi(x_i d_2) \quad (6)$$

usando N observaciones. Luego obtener la razón inversa de Mills $\hat{\lambda}_{i2} = \lambda(x_i \hat{d}_2)$ para $i: 1, 2, \dots, N$.

La segunda etapa consiste en obtener \hat{b}_1 y $\hat{\gamma}_1$ de la regresión por Mínimos Cuadrados Ordinarios en la muestra seleccionada, es decir estimar y_1 en función de x_{i1} y $\hat{\lambda}_{i2}$. De esta manera se obtienen estimadores consistentes y asintóticamente normales. Para más detalles ver el capítulo 17 de Wooldrige (2010).

IV. DATOS

4.1 Análisis descriptivo de las variables y la muestra

Los datos a utilizar provienen de las bases de microdatos de la Encuesta Permanente de Hogares (EPH) publicados por el Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC). La misma es una encuesta urbana, por lo que los resultados de la EPH están referidos a la población de los aglomerados urbanos. Para los fines de este trabajo se utilizarán los datos correspondientes a mujeres entre 18 y 65 años de edad recolectados de las provincias de Mendoza, Buenos Aires y Córdoba.

Para evaluar los cambios en el tiempo en la importancia de la educación y la experiencia laboral en los salarios femeninos para la provincia de Mendoza se utilizan los datos relevados por las encuestas de los segundos trimestres de 1994 2004 y 2014 para la provincia de Mendoza. Las comparaciones inter provinciales se realizan para el segundo trimestre del año 2014.

La variable dependiente en la ecuación de salarios es el logaritmo del salario por hora, construido a partir de las variables *ingreso* que captura el ingreso mensual de la ocupación principal del individuo, y *hr_mes* que indica las horas semanales trabajadas en la ocupación principal. Esta última considera que cuatro semanas corresponden a un mes completo. Dado que la EPH captura las horas semanales trabajadas en la ocupación principal, la variable salario por hora denominada *lsalariohr* se construye entonces de la siguiente forma:

$$lsalariohr = \ln\left(\frac{ingreso}{hr_mes}\right)$$

Teniendo en cuenta que el salario de reserva sólo se observa en los casos de mujeres que se encuentran trabajando, es necesario estimar en todos los casos dos ecuaciones: la ecuación de selección y la ecuación de salarios. A continuación se presentan las variables a considerar en cada caso.

1. Variables de la ecuación de selección

La variable dependiente es un indicador binario de empleo que toma el valor 1 cuando el salario es observado y 0 en otro caso. Las variables dependientes pueden agruparse teniendo en cuenta los siguientes conceptos:

Estado Civil: Se incluye en base al conocimiento empírico de su influencia en la participación laboral, teniendo en cuenta que estados civiles distintos implican dinámicas familiares diferentes que pueden afectar la distribución del tiempo de las mujeres e ingresos familiares por diversos motivos. Se consideran tres variables dicotómicas. Las variables son *soltera*, *separada* y *viuda* siendo la variable latente correspondiente al estado civil *pareja*.

Tareas de cuidado: Se incluyen teniendo en cuenta que socialmente estas tareas están asociadas en mayor medida a responsabilidades exclusivas de las mujeres, y afectan la distribución del tiempo de las mismas. En particular, se considera la cantidad de niños en el hogar, la cantidad de adultos mayores en el hogar y de personas que son inactivas por motivo de discapacidad.

Otros ingresos del hogar: se incluye la variable *ipcf_otros* que incorpora información del ingreso per cápita familiar que no está constituido por el ingreso principal del individuo.

Se consideran dos opciones de ecuación de selección, una primera más reducida considerando dos opciones para estado civil: en pareja o en otro estado (separada, soltera o viuda), dos opciones para cuidado de niños (niños menores a seis años y niños de seis a doce años) y sin contemplar las tareas de cuidado a adultos y discapacitados. Una segunda donde se desagrega el estado civil en todas las opciones provistas por la EPH, y se agregan seis variables en relación a la cantidad de niños según su edad (desde uno a seis años). También se incorporan las variables correspondientes a adultos y discapacitados a cargo.

2. Variables de la ecuación de salarios

Para estimar la versión clásica de Mincer de la ecuación de salarios, es necesario contar con información de la educación y experiencia laboral de las mujeres de la muestra. Para incorporar la experiencia laboral se utilizan las variables edad (en años de edad) y edad al cuadrado. En cuanto a la información de la educación de las mujeres, se utiliza una variable categórica que toma valores correlativos para cada nivel educativo.

3. Estadística descriptiva

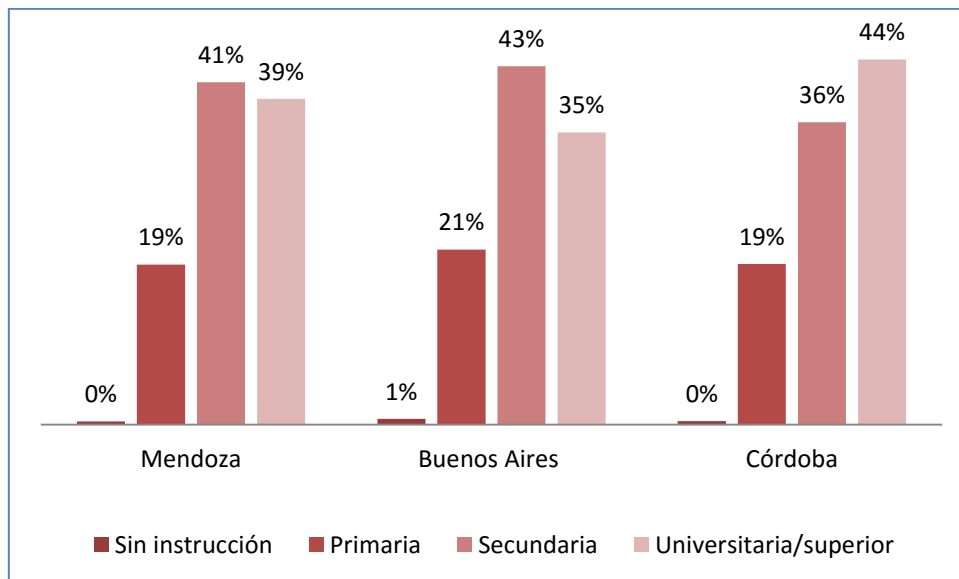
Se presenta a continuación la estadística descriptiva para cada año y provincia. En todos los casos se consideraron mujeres entre 18 y 65 años de edad.

a Comparación interprovincial

En la Tabla 1 se observa la estadística descriptiva para el año 2014. Como puede observarse, las provincias seleccionadas para las comparaciones interprovinciales presentan niveles medios de educación y edad similares, como así también similitudes en la composición del Estado Civil.

En cuanto a la distribución del nivel educativo, el Gráfico 1 muestra que a pesar de tener niveles medios similares, para las provincias de Mendoza y Buenos Aires la mayor parte de la muestra ha alcanzado el nivel secundario, seguido por el nivel superior, mientras que en la provincia de Córdoba se invierte esta situación.

Gráfico 1: Porcentaje de mujeres por nivel educativo. 2014.



Fuente: Elaboración propia en base a INDEC.

Tabla 1: Estadísticas descriptivas. Mujeres ente 18 y 65 años. Año 2014.

Variable	MENDOZA 2014						BUENOS AIRES 2014						CÓRDOBA 2014					
	Obs	Muestra ponderada	Media	Desvío estandar	Min	Max	Obs	Muestra ponderada	Media	Desvío estandar	Min	Max	Obs	Muestra ponderada	Media	Desvío estandar	Min	Max
edad	772	319.213	38,72	13,81	18	65	3.656	4.373.910	38,89	13,50	18	65	1.259	538.022	38,10	13,39	18	65
n_educ	772	319.213	3,19	0,75	1	4	3.656	4.373.910	3,13	0,76	1	4	1.259	538.022	3,24	0,77	1	4
pareja	772	319.213	0,60	0,49	0	1	3.656	4.373.910	0,58	0,49	0	1	1.259	538.022	0,53	0,50	0	1
soltera	772	319.213	0,29	0,46	0	1	3.656	4.373.910	0,30	0,46	0	1	1.259	538.022	0,33	0,47	0	1
separada	772	319.213	0,08	0,27	0	1	3.656	4.373.910	0,09	0,29	0	1	1.259	538.022	0,10	0,30	0	1
viuda	772	319.213	0,03	0,18	0	1	3.656	4.373.910	0,03	0,18	0	1	1.259	538.022	0,04	0,19	0	1
num_ninos	772	319.213	0,42	0,70	0	5	3.656	4.373.910	0,42	0,75	0	7	1.259	538.022	0,39	0,71	0	4
num_ninos6	772	319.213	0,47	0,81	0	4	3.656	4.373.910	0,49	0,77	0	6	1.259	538.022	0,45	0,77	0	5
n_ninos1	772	319.213	0,13	0,37	0	2	3.656	4.373.910	0,14	0,37	0	2	1.259	538.022	0,14	0,38	0	2
n_ninos2	772	319.213	0,08	0,27	0	1	3.656	4.373.910	0,07	0,27	0	3	1.259	538.022	0,05	0,24	0	2
n_ninos3	772	319.213	0,06	0,25	0	2	3.656	4.373.910	0,07	0,28	0	2	1.259	538.022	0,06	0,24	0	2
n_ninos4	772	319.213	0,08	0,27	0	1	3.656	4.373.910	0,06	0,24	0	2	1.259	538.022	0,07	0,27	0	2
n_ninos5	772	319.213	0,08	0,27	0	1	3.656	4.373.910	0,08	0,30	0	3	1.259	538.022	0,07	0,25	0	2
n_ninos6	772	319.213	0,09	0,32	0	2	3.656	4.373.910	0,07	0,25	0	2	1.259	538.022	0,06	0,23	0	1
ipcf_otros	772	319.213	2.213,64	1.849,31	0	22.833	3.656	4.373.910	2.439,68	2.294,13	0	37.501	1.259	538.022	2.373,77	2.148,31	0	20.800
mayor_dep	772	319.213	0,12	0,37	0	2	3.656	4.373.910	0,08	0,30	0	3	1.259	538.022	0,10	0,34	0	2
discapacitado	772	319.213	0,01	0,12	0	1	3.656	4.373.910	0,02	0,15	0	1	1.259	538.022	0,01	0,13	0	2

Fuente: Elaboración propia en base a INDEC.

b Mendoza

En la Tabla 2 se observa la estadística descriptiva para las muestras de los años 1994 y 2004. Junto con la información de la Tabla 1 respecto a la provincia de Mendoza permite evaluar la evolución de las principales variables.

La información muestra un incremento de la media del nivel educativo en las mujeres de la muestra de 2004 respecto a la de 1994. En el Gráfico 2 se observa que este incremento continúa en el año 2014. Mientras que en 1994 la mayor proporción de la muestra alcanzaba el nivel primario, en los años siguientes el primer lugar fue ocupado por el nivel secundario, y en el año 2014 el nivel universitario muestra un porcentaje similar al secundario.

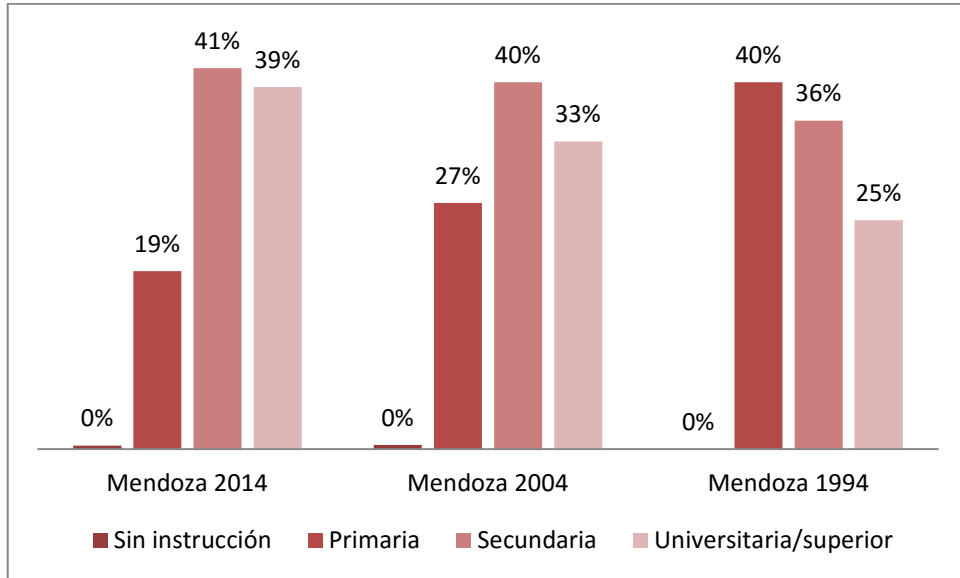
En cuanto al estado civil, la mayoría de las mujeres de la muestra (entre un 55% y un 60%) están en pareja, casadas o en concubinato, para los momentos seleccionados. El segundo estado civil según porcentaje de casos, es *soltera* seguido de *separada* y *viuda*.

Tabla 2: Estadísticas descriptivas. Mujeres ente 18 y 65 años. Mendoza 2004 y 1994

Variable	MENDOZA 2004						MENDOZA 1994					
	Obs	Muestra ponderada	Media	Desvío estandar	Min	Max	Obs	Muestra ponderada	Media	Desvío estandar	Min	Max
edad	771	268.639	37,88	13,47	18	65	1.078	223.146	38,36	13,31	18	65
n_educ	771	268.639	3,06	0,78	1	4	1.078	223.146	2,85	0,79	2	4
pareja	771	268.639	0,55	0,50	0	1	1.078	223.146	0,64	0,48	0	1
soltera	771	268.639	0,31	0,46	0	1	1.078	223.146	0,25	0,43	0	1
separada	771	268.639	0,10	0,30	0	1	1.078	223.146	0,06	0,24	0	1
viuda	771	268.639	0,04	0,20	0	1	1.078	223.146	0,04	0,21	0	1
num_ninos	771	268.639	0,43	0,74	0	4	1.078	223.146	0,54	0,85	0	6
num_ninos6	771	268.639	0,53	0,81	0	4	1.078	223.146	0,59	0,84	0	4
n_ninos1	771	268.639	0,14	0,36	0	2	1.078	223.146	0,17	0,41	0	2
n_ninos2	771	268.639	0,07	0,28	0	2	1.078	223.146	0,09	0,29	0	2
n_ninos3	771	268.639	0,06	0,24	0	2	1.078	223.146	0,10	0,30	0	2
n_ninos4	771	268.639	0,07	0,28	0	2	1.078	223.146	0,08	0,28	0	1
n_ninos5	771	268.639	0,09	0,29	0	1	1.078	223.146	0,09	0,30	0	2
n_ninos6	771	268.639	0,07	0,25	0	1	1.078	223.146	0,10	0,29	0	1
ipcf_otros	771	268.639	204,61	240,18	0	2.100	1.078	223.146	240,43	242,53	0	2.625
mayor_dep	771	268.639	0,04	0,21	0	2	1.078	223.146	0,13	0,38	0	3
discapacitado	771	268.639	0,02	0,14	0	1	1.078	223.146	0,01	0,12	0	1

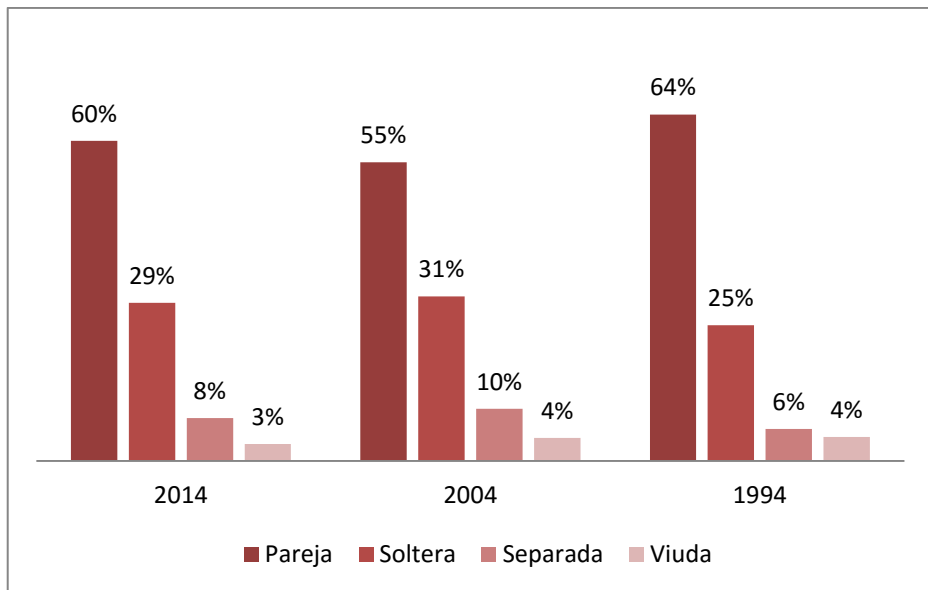
Fuente: Elaboración propia en base a INDEC. López, Leandro. (2004). La Encuesta Permanente de Hogares. Población de Buenos Aires, 1, 38-44. PISELLI, Carolina (2008) La Encuesta Permanente de Hogares.

Gráfico 2: Porcentaje de mujeres por nivel educativo. Mendoza 1994 - 2004 - 2014.



Fuente: Elaboración propia en base a INDEC.

Gráfico 3: Porcentaje de mujeres por estado civil. Mendoza 1994 - 2004 - 2014.



Fuente: Elaboración propia en base a INDEC.

V. APLICACIÓN EMPÍRICA

1. Especificación de la ecuación de ingresos

Para todos los casos seleccionados, la ecuación de ingresos de Mincer se especifica de la siguiente manera:

$$l\text{salariohr}_i = _cons + \beta_1 n_educ_i + \beta_2 edad_i + \beta_3 edad2_i + u_i$$

donde $l\text{salariohr}$ ⁸ es el logaritmo del ingreso por hora de las mujeres de la muestra, n_educ es el nivel educativo alcanzado, y $edad$ y $edad2$ los años cumplidos y años cumplidos al cuadrado, como variables proxy de la experiencia laboral.

2. Ecuación de selección

Debido a la posibilidad de desagregar en mayor o menor medida la información sobre tareas de cuidado y estado civil, se especifican dos ecuaciones de selección y una tercera ecuación de selección contemplando las variables que resultan significativas en cada caso.

a Primera especificación

En el primer modelo a estimar, la ecuación probit de selección es:

$$\begin{aligned} & Prob(\text{trabajar} = 1)_i \\ & = \text{constatn} + \alpha_1 n_educ_i + \alpha_2 edad_i + \alpha_3 pareja_i + \alpha_4 num_ninos_i + \alpha_5 num_ninos6_i + \alpha_6 ipcf_otros_i + v_i \end{aligned}$$

donde $pareja$ es una variable dicotómica que toma valor 1 cuando la mujer está en pareja, num_ninos representa la cantidad de niños menores a seis años en el hogar, num_ninos6 la cantidad de niños de seis a 12 años de edad que viven en el hogar, e $ipcf_otros$ el monto de ingresos per cápita en el hogar que no es generado por la ocupación principal de la mujer.

b Segunda especificación

En el segundo modelo a estimar, la ecuación probit de selección es:

$$\begin{aligned} & Prob(\text{trabajar} = 1)_i \\ & = \text{constant} + \alpha_1 n_educ_i + \alpha_2 edad_i + \alpha_3 soltera_i + \alpha_4 separada_i + \alpha_5 viuda_i + \alpha_6 n_ninos1_i + \alpha_7 n_ninos2_i \\ & + \alpha_8 n_ninos3_i + \alpha_9 n_ninos4_i + \alpha_{10} n_ninos5_i + \alpha_{11} n_ninos6_i + \alpha_{12} ipcf_otros_i + \alpha_{13} discapitado_i \\ & + \alpha_{14} mayor_dep_i + v_i \end{aligned}$$

donde $soltera$, $separada$, y $viuda$ son variables dicotómicas de cada estado civil, n_ninos1 representa la cantidad de niños de hasta 1 año (inclusive) en el hogar, n_ninos2 la cantidad de niños de 1 a dos años de edad, y así hasta n_ninos6 . La variable $discapitado$ refleja la cantidad de personas por hogar que son inactivas por causa de una discapacidad, y $mayor_dep$ la cantidad de adultos de 70 años o más que viven en el hogar.

⁸ Se calculó dividiendo el ingreso mensual de la ocupación principal por la cantidad mensual de horas mensuales, estimando estas últimas como cuatro veces la cantidad de horas trabajadas en la semana de referencia.

VI. RESULTADOS

1. Resultados comparación interprovincial

En la tabla 3 se presentan los resultados para el año 2014 para las provincias de Mendoza, Buenos Aires y Córdoba.⁹

Tabla 3: Resultados finales de estimaciones de las ecuaciones de Mincer para el año 2014.

VARIABLES	MENDOZA 2014			BUENOS AIRES 2014			CÓRDOBA 2014		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
	Isalariohr	selección	mills	Isalariohr	selección	mills	Isalariohr	selección	mills
edad	0.232*** (0.0552)	0.0162*** (0.00353)		0.0712*** (0.0189)	0.0109*** (0.00194)		0.0945** (0.0454)	0.00755*** (0.00292)	
edad2	-0.00234*** (0.000635)			-0.000767*** (0.000228)			-0.000953* (0.000554)		
n_educ	0.695* (0.402)	0.459*** (0.0687)		0.419*** (0.0694)	0.362*** (0.0307)		0.462*** (0.154)	0.367*** (0.0509)	
soltera					0.190*** (0.0545)				
separada					0.469*** (0.0791)			0.422*** (0.134)	
viuda					-0.259** (0.119)				
n_ninos1		-0.200* (0.119)			-0.300*** (0.0646)			-0.359*** (0.101)	
ipcf_otros		-4.66e-05* (2.62e-05)			-3.54e-05*** (9.90e-06)			-5.71e-05*** (1.80e-05)	
discapacitado					-0.579*** (0.158)				
lambda			1.794 (1.432)			-0.0374 (0.250)			0.310 (0.603)
Constante	-5.839* (3.097)	-1.894*** (0.286)		0.383 (0.571)	-1.437*** (0.140)		-0.923 (1.357)	-1.140*** (0.221)	
Observaciones	772	772	772	3,656	3,656	3,656	1,259	1,259	1,259

Nota: Errores estándar entre paréntesis. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. Mujeres entre 18 y 65 años de edad.

Los resultados de las estimaciones muestran los signos esperados para las variables de las ecuaciones de Mincer, resultando significativas para las tres provincias. Se observa un mayor retorno de la educación, medido como el incremento porcentual en el salario ante el salto de nivel educativo para la provincia de Mendoza.

⁹ Se presentan las estimaciones finales con las variables que resultaron representativas. Las estimaciones con todas las variables propuestas en las especificaciones 1 y 2 de la ecuación de selección pueden observarse en el Anexo II.

Las variables *edad* y *edad2* muestran signos positivo y negativo respectivamente, confirmando el impacto positivo de la experiencia laboral en el salario, y los rendimientos decrecientes de la misma.

En cuanto a la ecuación de selección, tanto el nivel educativo, el ingreso per cápita generado por otros miembros del hogar y las tareas de cuidado de niños resultan significativas y con el mismo comportamiento para los tres casos seleccionados. Puede observarse que en las tres provincias, la cantidad de niños en el hogar resulta significativa para niños de hasta 1 año de edad inclusive, lo que puede tener sustento en la dependencia del niño hacia su madre en el primer año de edad, la necesidad de lactancia, y la restricción de muchas guarderías de recibir niños de esa edad.¹⁰

Las principales diferencias se observan en el grupo de variables referidas al estado civil. Mientras que no son significativas para la provincia de Mendoza, para el aglomerado Córdoba el estar separada tiene una incidencia positiva respecto a los otros estados en la participación laboral. Para Buenos Aires, resultaron significativas además las variables *soltera* y *viuda*, teniendo la primera un efecto positivo sobre la probabilidad de trabajar y negativo la segunda. Este comportamiento puede estar determinado por el cobro de pensiones, que elevan el salario de reserva de la mujer que los recibe.

En cuanto a la cantidad de discapacitados en el hogar, sólo se incluye en la estimación para la provincia de Buenos Aires por no resultar significativa en los otros casos. Presenta el signo esperado, teniendo una incidencia negativa en la probabilidad de trabajar.

En los tres casos estimados, la razón inversa de Mills no resulta significativa por lo que no puede afirmarse la significatividad de sesgo de selección, ni aislarse en caso de estar presente en la muestra.

2. Resultados Mendoza

En la tabla 4 se exponen los resultados finales obtenidos para la provincia de Mendoza, para las muestras de los años 1994, 2004 y 2014 a fin de poder analizar los cambios en el tiempo.¹¹

Las estimaciones arrojan las variables de las ecuaciones de Mincer significativas para los tres años seleccionados y con los signos esperados. Cabe destacar que se observa un incremento de los retornos de la educación, reflejado por el incremento del coeficiente de la variable *n_educ* desde el año 1994 a 2014. Mientras que en 1994 el retorno de la educación era del 57,7 %, en 2004 se observa del 58,8%, y en 2014 tener un nivel educativo adicional implica un salario horario del 69,5% superior manteniendo constantes las variables *edad* y *edad2*. Estos resultados muestran un incremento de los retornos a la educación en 11,8 puntos porcentuales en los 20 años analizados, observándose el mayor aumento en la segunda mitad del periodo bajo análisis.

En cuanto a la ecuación de selección, tanto el nivel educativo como el número de niños de hasta un año de edad en el hogar, resultaron significativos en las tres muestras seleccionadas, mientras que el ingreso per cápita generado por otros miembros del hogar no resultó significativo para el año 2004, y en el año 2014 el coeficiente de la variable es mucho menor que para 1994.

¹⁰ Sin embargo, debe tomarse con cautela debido a la imposibilidad de relacionar a los niños con su madre a partir de la Encuesta Permanente de Hogares.

¹¹ Se presentan las estimaciones finales con las variables que resultaron representativas. Las estimaciones con todas las variables propuestas en las especificaciones 1 y 2 de la ecuación de selección para los años 1994 y 2004 pueden observarse en el Anexo II.

Respecto al estado civil, puede notarse que las mujeres separadas tuvieron una menor probabilidad de trabajar en los años 1994 y 2004, mientras que para la muestra más reciente las variables relacionadas con el estado civil de la mujer no fueron estadísticamente significativas.

Si bien la razón inversa de Mills resulta positiva en los tres trimestres considerados, sólo resulta significativa para el año 1994 lo que indica que los salarios estimados para ese período son sobreestimados de no corregir por sesgo de selección.

Dado que se han evaluado las mismas variables para las ecuaciones de selección en los tres momentos seleccionados, la ausencia del sesgo de selección para 2014 y 1994 se puede deber a que las especificaciones propuestas para las ecuaciones de selección no permiten aislar el mismo en los últimos dos trimestres

Tabla 4: Resultados finales de estimaciones de las ecuaciones de Mincer para la provincia de Mendoza.

VARIABLES	MENDOZA 2014			MENDOZA 2004			MENDOZA 1994		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
	Isalariohr	selección	mills	Isalariohr	selección	mills	Isalariohr	selección	mills
edad	0.232*** (0.0552)	0.0162*** (0.00353)		0.176*** (0.0528)	0.00840** (0.00365)		0.0675*** (0.0232)		
edad2	-0.00234*** (0.000635)			-0.00184*** (0.000643)			-0.000652** (0.000296)		
n_educ	0.695* (0.402)	0.459*** (0.0687)		0.588*** (0.200)	0.320*** (0.0637)		0.577*** (0.0923)	0.339*** (0.0519)	
separada					0.518*** (0.166)			0.562*** (0.167)	
n_ninos1		-0.200* (0.119)			-0.253* (0.137)			-0.217** (0.102)	
ipcf_otros		-4.66e-05* (2.62e-05)						-0.000418** (0.000165)	
mayor_dep									
lambda			1.794 (1.432)			0.536 (0.771)			0.910** (0.361)
Constante	-5.839* (3.097)	-1.894*** (0.286)		-5.573*** (1.788)	-1.408*** (0.285)		-3.163*** (0.732)	-1.082*** (0.152)	
Observacione	772	772	772	771	771	771	1,078	1,078	1,078

Nota: Errores estándar entre paréntesis. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. Mujeres entre 18 y 65 años de edad.

VII. CONCLUSIONES

Como resultado de las estimaciones de las ecuaciones de Mincer para la provincia de Mendoza, puede concluirse que ha habido un incremento desde 1994 a 2004 y a 2014 del reconocimiento de la educación en los ingresos de las mujeres, que ha acompañado el incremento de la participación laboral femenina observado por la CEPAL.

Respecto al sesgo de selección, si bien se logró aislarlo para las estimaciones de la provincia de Mendoza en 1994, no fue posible en los períodos posteriores. Con lo cual resultan importantes más investigaciones sobre las fuentes actuales que lo generan.

Respecto de las comparaciones interprovinciales, se observa que para las tres provincias consideradas, la cantidad de niños en el hogar que incide en la participación en el empleo, está relacionada con la presencia de niños menores de un año. Podía esto estar relacionado con la informalidad laboral, ya que en un empleo formal, las licencias por maternidad permiten realizar las tareas de cuidado sin por ello perder el empleo, pero no fue posible analizar esta posibilidad con los datos analizados.

Se observa que la cantidad de adultos mayores en el hogar, a diferencia de los que se esperaba, no resulta determinante en el empleo femenino al menos para las muestras seleccionadas.

REFERENCIAS

- BECKER, G. S. (1962). Investment in Human Capital: A Theoretical Analysis. En *Journal of Political Economy*, Vol.70(5),Págs. 9-49.
- BECKER, G. S. (1964). Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education. *National Bureau of Economic Research*, No 80.
- BECKER, G. S. (1965). A Theory of the Allocation of Time. En *The economic journal*, Pags. 493-517.
- BECKER, G. S; CHISWICK, B. R. (1966). Education and the Distribution of Earnings. En *The American Economic Review*, Pags. 358-369.
- BECKER, G. S. (1973). A theory of marriage: Part I. En *The Journal of Political Economy*, págs. 813-846.
- BECKER, G. S. (1975) A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education, Second Edition. *Nueva York: National Bureau of Economic Research*.
- BECKER, G.S. (1977). A Theory of the Production and Allocation of Effort. National Bureau of Economic Research No 184
- BLAU, F. D.; KAHN, L. (2005). Changes in the labor supply behavior of married women: 1980-2000. National Bureau of Economic Research, 2005.
- BUTTERFIELD, N. (2012) Female Labor Force Participation in Argentina, 1980-2003: Gendered Trends and Responses to Crisis. Scripps Senior Theses. Paper 63. Disponible on line en http://scholarship.claremont.edu/scripps_theses/63.
- CEPAL, FAO, ONU Mujeres, PNUD, OIT (2013) *Informe Regional: Trabajo decente e igualdad de género*. Políticas para mejorar el acceso y la calidad del empleo de las mujeres en América Latina y el Caribe. Santiago de Chile.
- COOLS, S; STRØM, M. (2012). The effect of children on labor supply and wage elasticities in the household. Departamento de Economía de la Universidad de Oslo. Documento de trabajo.
- CRUCES, G.; GALIANI, S. (2003) Generalizing the Causal Effect of Fertility on Female Labor Supply. 2003.
- DAOULI, J.; DEMOUSSIS, M; GIANNAKOPOULOS. (2009). Sibling-sex composition and its effects on fertility and labor supply of Greek mothers. *Economics Letters*, 2009, vol. 102, no 3, pags. 189-191.

- GASPARINI, L., MARCHIONNI, M., BADARACCO, N., & SERRANO, J. (2015). *Female Labor Force Participation in Latin America: Evidence of Deceleration* (No. 0181). CEDLAS, Universidad Nacional de La Plata.
- GOLDIN, C. (1986). The Economic Status of Women in the Early Republic: Quantitative Evidence. *The Journal of Interdisciplinary History*, Vol. 16 (3): págs. 375-404. <http://doi.org/10.2307/204496>
- GOLDIN, C. (1990). *Understanding the Gender Wage Gap: An Economic History of American Women*. Oxford University Press.
- GOLDIN, C. (1995). The U-Shaped Female Labor Force Function in Economic Development and Economic History. En: Schultz, T.P. "Investment in Women's Human Capital and Economic Development". University of Chicago Press Pags. 61-90.
- HECKMAN, J. J. (1979). Sample selection bias as a specification error. En *Econometrica*, Vol. 47, No. 1, págs. 153-161.
- LANZALOT, M. L. (2015). Ley de educación y participación laboral femenina: un enfoque de Control Sintético. Proyecto "Promoviendo la participación laboral y el empoderamiento económico de las mujeres en América Latina". CEDLAS-UNLP
- LÓPEZ, Leandro. (2004). La Encuesta Permanente de Hogares. Población de Buenos Aires, 1, 38-44. Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=74010010>. ISSN 1668-5458
- MARADONA, I. P., & CALDERÓN, M. I. (1998). Estimación del sesgo de selección para el mercado laboral de Mendoza. *Anales de la XXXIII Reunión Anual de Economía Política*.
- MARCHIONNI, M. (2005). Labor participation and earnings for young women in Argentina. *Documentos de Trabajo del CEDLAS, No. 29, La Plata, Buenos Aires*.
- MARTÍNEZ GÓMEZ, C., MILLER, T, & SAAD, P. (2013). Participación laboral femenina y bono de género en América Latina. Documento de proyecto de CEPAL, No. 570,
- MINCER, J. (1958). Investment in human capital and personal income distribution. En *The journal of political economy*, 281-302.
- MINCER, J. (1970). The distribution of labor incomes: a survey with special reference to the human capital approach. En *Journal of Economic Literature*, 1970, vol. 8, no 1, p. 1-26.

- MINCER, J. (1974). *Schooling, Experience, and Earnings*. Nueva York: National Bureau of Economic Research. ISBN: 0-870-14265-8. Págs. 83-96.
- MINCER, J., POLACHEK, S. (1974). Family investments in human capital: Earnings of women. En *Economics of the Family: Marriage, Children, and Human Capital* (pp. 397-431). University of Chicago Press.
- OLIVETTI, C. (2013). The female labor force and long-run development: the American experience in comparative perspective (No. w19131). National Bureau of Economic Research.
- PISELLI, Carolina (2008) La Encuesta Permanente de Hogares. Instituto de Investigaciones Económicas. Universidad Nacional de Salta. Recuperado de <http://www.economicas.unsa.edu.ar/iie/Archivos/RD184.pdf>
- POLACHEK, S. W. (1979). Occupational segregation among women: Theory, evidence, and a prognosis. *Women in the labor market*, Nueva York: Columbia University Press.
- RUBLI, A. (2012). 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. En *Ensayos Revista de Economía*, Vol. 31, No. 2, págs. 1-36.
- TORTAROLO, D. (2014). Female Labor Supply and Fertility. Causal Evidence for Latin America. En *Revista de Economía Política de Buenos Aires*, (13), 38-Pág

VIII. ANEXOS

1. Anexo I

Tabla 5: Resultados de la estimación de las ecuaciones de ingresos para el año 2014, tomando la especificación 1 de la ecuación de selección para la estimación de Heckman.

VARIABLES	MENDOZA 2014			BUENOS AIRES 2014			CÓRDOBA 2014		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
	lsalariohr	selección	mills	lsalariohr	selección	mills	lsalariohr	selección	mills
edad	0.229*** (0.0561)	0.0165*** (0.00375)		0.0710*** (0.0188)	0.0102*** (0.00175)		0.0977** (0.0451)	0.0116*** (0.00296)	
edad2	-0.00227*** (0.000648)			-0.000742*** (0.000230)			-0.000960* (0.000551)		
n_educ	0.771* (0.460)	0.457*** (0.0699)		0.489*** (0.0830)	0.374*** (0.0307)		0.551*** (0.182)	0.385*** (0.0519)	
pareja		-0.0311 (0.0999)			-0.182*** (0.0454)			-0.146* (0.0763)	
num_ninos		-0.0704 (0.0702)			-0.112*** (0.0319)			-0.105* (0.0548)	
num_ninos6		0.00100 (0.0588)			-0.0790*** (0.0298)			0.0874* (0.0525)	
ipcf_otros		-4.58e-05* (2.69e-05)			-4.55e-05*** (1.01e-05)			-5.77e-05*** (1.81e-05)	
lambda			2.094 (1.660)			0.289 (0.318)			0.751 (0.760)
Constante	-6.339* (3.487)	-1.879*** (0.308)		-0.115 (0.623)	-1.196*** (0.137)		-1.626 (1.529)	-1.278*** (0.235)	
Observaciones	772	772	772	3,656	3,656	3,656	1,259	1,259	1,259

Nota: Errores estándar entre paréntesis. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. Mujeres entre 18 y 65 años de edad.

Tabla 6: Resultados de la estimación de las ecuaciones de ingresos para el año 2014, tomando la especificación 2 de la ecuación de selección para la estimación de Heckman.

VARIABLES	MENDOZA 2014			BUENOS AIRES 2014			CÓRDOBA 2014		
	(1) lsalariohr	(2) selección	(3) mills	(1) lsalariohr	(2) selección	(3) mills	(1) lsalariohr	(2) selección	(3) mills
edad	0.215*** (0.0541)	0.0135*** (0.00437)		0.0715*** (0.0189)	0.0102*** (0.00201)		0.0953** (0.0451)	0.00749** (0.00337)	
edad2	-0.00230*** (0.000638)			-0.000768*** (0.000228)			-0.000956* (0.000552)		
n_educ	0.338 (0.251)	0.445*** (0.0704)		0.428*** (0.0687)	0.360*** (0.0308)		0.481*** (0.149)	0.368*** (0.0522)	
soltera		-0.0608 (0.122)			0.174*** (0.0557)			-0.00592 (0.0927)	
separada		0.420** (0.185)			0.467*** (0.0792)			0.430*** (0.137)	
viuda		-0.0294 (0.266)			-0.263** (0.119)			0.0274 (0.204)	
n_ninos1		-0.185 (0.124)			-0.298*** (0.0650)			-0.379*** (0.105)	
n_ninos2		0.120 (0.182)			0.00734 (0.0847)			-0.130 (0.157)	
n_ninos3		0.0348 (0.188)			-0.0557 (0.0823)			-0.0795 (0.158)	
n_ninos4		-0.179 (0.179)			0.0126 (0.0936)			0.0528 (0.141)	
n_ninos5		-0.0571 (0.177)			-0.0828 (0.0788)			0.235* (0.138)	
n_ninos6		-0.0768 (0.145)			-0.103 (0.0901)			-0.132 (0.171)	
ipcf_otros		-3.58e-05 (2.71e-05)			-3.78e-05*** (1.00e-05)			-5.79e-05*** (1.83e-05)	
mayor_dep		-0.0714 (0.125)			-0.582*** (0.159)			-0.0479 (0.110)	
discapitado		0.0483 (0.384)			0.0428 (0.0654)			0.00456 (0.284)	
lambda			0.432 (0.839)			0.00649 (0.246)			0.409 (0.566)
Constante	-3.092 (2.034)	-1.762*** (0.327)		0.310 (0.565)	-1.380*** (0.147)		-1.075 (1.292)	-1.132*** (0.246)	
Observaciones	772	772	772	3,656	3,656	3,656	1,259	1,259	1,259

Nota: Errores estándar entre paréntesis. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. Mujeres entre 18 y 65 años de edad.

2. ANEXO II

Tabla 7: Resultados de la estimación de las ecuaciones de ingresos para la provincia de Mendoza, tomando la especificación 1 de la ecuación de selección para la estimación de Heckman.

VARIABLES	MENDOZA 2004			MENDOZA 1994		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
	lsalariohr	selección	mills	lsalariohr	selección	mills
edad	0.187*** (0.0585)	0.0118*** (0.00388)		0.0419* (0.0243)	0.00172 (0.00347)	
edad2	-0.00176** (0.000701)			-0.000348 (0.000308)		
n_educ	1.062** (0.467)	0.333*** (0.0666)		0.638*** (0.101)	0.296*** (0.0558)	
pareja		-0.112 (0.0994)			-0.349*** (0.0895)	
num_ninos		-0.0696 (0.0713)			-0.0356 (0.0532)	
num_ninos6		0.0298 (0.0637)			-0.0180 (0.0492)	
ipcf_otros		-0.000189 (0.000212)			-0.000433** (0.000170)	
lambda			2.884 (2.107)			1.223*** (0.388)
Constante	-9.582** (3.914)	-1.450*** (0.305)		-3.134*** (0.698)	-0.772*** (0.248)	
Observaciones	771	771	771	1,078	1,078	1,078

Nota: Errores estándar entre paréntesis. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$. Mujeres entre 18 y 65 años de edad.

Tabla 8: Resultados de la estimación de las ecuaciones de ingresos para la provincia de Mendoza, tomando la especificación 2 de la ecuación de selección para la estimación de Heckman

VARIABLES	MENDOZA 2004			MENDOZA 1994		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
	lsalariohr	selección	mills	lsalariohr	selección	mills
edad	0.180*** (0.0525)	0.00496 (0.00449)		0.0512** (0.0238)	0.00220 (0.00405)	
edad2	-0.00186*** (0.000643)			-0.000466 (0.000304)		
n_educ	0.632*** (0.173)	0.336*** (0.0670)		0.550*** (0.0794)	0.304*** (0.0568)	
soltera		-0.112 (0.125)			0.334*** (0.113)	
separada		0.525*** (0.173)			0.648*** (0.170)	
viuda		0.184 (0.236)			0.0239 (0.202)	
n_ninos1		-0.233 (0.146)			-0.156 (0.108)	
n_ninos2		0.203 (0.176)			0.185 (0.139)	
n_ninos3		0.0519 (0.207)			-0.000197 (0.138)	
n_ninos4		0.0178 (0.195)			-0.0257 (0.151)	
n_ninos5		-0.346* (0.192)			-0.0493 (0.135)	
n_ninos6		-0.183 (0.202)			-0.219 (0.142)	
ipcf_otros		-0.000192 (0.000213)			-0.000412** (0.000170)	
mayor_dep		0.445** (0.220)			-0.0406 (0.108)	
discapacitado		-0.524 (0.414)			0.133 (0.344)	
lambda			0.760 (0.595)			0.808*** (0.280)
Constante	-5.997*** (1.528)	-1.252*** (0.319)		-2.658*** (0.587)	-1.160*** (0.269)	
Observaciones	771	771	771	1,078	1,078	1,078

Nota: Errores estándar entre paréntesis. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. Mujeres entre 18 y 65 años de edad.

Declaración Jurada Resolución 212/99-CD

“El autor de este trabajo declara que fue elaborado sin utilizar ningún otro material que no haya dado a conocer en las referencias, que nunca fue presentado para su evaluación en carreras universitarias y que no transgredí o afecta derecho de terceros”

Apellido y Nombre	Mendoza, Nº Registro	Firma
Dibiasi, Micaela Lourdes	26.120	