

SESGO DE SELECCIÓN Y ESTIMACION DE LA BRECHA POR GENERO PARA MAR DEL PLATA

Lic. Rosángela Di Paola (1)
Lic. Miriam Berges (2)

- (1) JTP. Dedicación Parcial. Estructura de la Economía
rdipaola@mdp.edu.ar
- (2) Prof. Adjunta Dedicación Exclusiva. Microeconomía I y II
mberges@mdp.edu.ar

Facultad de Ciencias Económicas y Sociales. Universidad Nacional de Mar del Plata
Centro de Investigaciones Económicas.
Grupo: Economía Agraria y Economía del Consumidor

Introducción

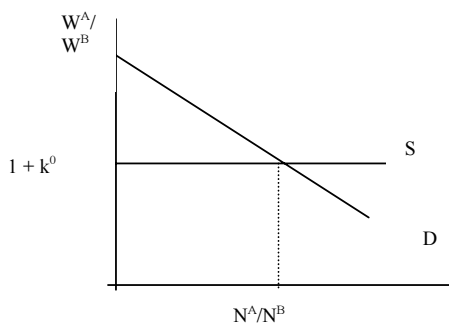
En las estimaciones previas de salarios que hemos realizado con datos de ingresos para Mar del Plata siempre ha resultado significativa la incorporación de una variable dummy, tendiente a captar diferencias de ingreso entre sexos. Su signo negativo indicó que cuando el preceptor de ingreso es mujer su ingreso es menor. La utilización de una función de ingreso del tipo minceriana, para datos de 1993, que incorporaba además la incidencia de distintos tipos de ocupaciones, permitió concluir que una mujer que tuviera la misma edad, nivel de educación y ocupación que un hombre recibía un salario 27 % menor¹. Esta misma función con datos de 1997 mostró que esta brecha fue aún mayor (33%).

En todos estos trabajos anteriores, siempre quedó como una asignatura pendiente el tema de brindar un tratamiento adecuado a la discriminación por género en materia de ingresos; por esta razón el objetivo de este trabajo es discutir el grado de discriminación por género en nuestra ciudad sobre la base de los mismos datos ya trabajados de 1997 (Onda de Mayo de la Encuesta Permanente de Hogares). Para tratar este tema y de acuerdo a las consideraciones de la literatura se estima además el sesgo de selección existente en la población activa femenina de la ciudad.

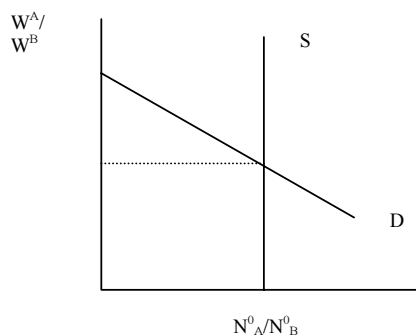
Marco Teórico

Las diferencias de ingreso entre las personas surgen a partir de los diferentes trabajos y de las aptitudes o habilidades que tienen los individuos. Existen muchas formas en las que los trabajos difieren respecto a su atractivo – lo agradable que resulte, lo riesgoso, las perspectivas que posean, los costos de entrenamiento. La población difiere en sus gustos, en sus habilidades originales, en su educación y en las oportunidades que se les presentan.

Si la gente no fuera diferente pero los trabajos sí, a largo plazo las curvas de oferta de cada ocupación serían infinitamente elásticas. Así los diferenciales de largo plazo serían “determinados por la oferta” en el sentido que todos los individuos perciben idéntica diferencia que es reflejada en el precio de oferta. La figura (a) muestra la fuente de diferenciales de salarios entre una ocupación A y otra B en un mundo de ese tipo. Existe una fuerza de trabajo dada (N^0) la que se asigna entre las dos ocupaciones de forma que el salario diferencial de A respecto a B (k^0) se mantiene. Como la diferencia es compensadora, el rico y el pobre, aunque desigual en ingresos, están igualmente bien.



(a) No hay diferencias entre los individuos:
 $W_A / W_B = 1 + k^0 \quad N_A + N_B = N^0$



(b) Diferencias entre individuos
 $N_A = N_A^0 \quad N_B = N_B^0$

Las desigualdades “reales” surgen entre las personas, especialmente en sus habilidades y oportunidades. Para ilustrar esto la figura (b) da una posible y diferente causa para el mismo diferencial de salario. En este caso la gente nace con la posibilidad de

desempeñarse en la ocupación A (N_A^0 de ellos) o en la ocupación B (N_B^0 de ellos). Los salarios están así determinados por la demanda en el sentido que reflejan los precios de demanda para las ofertas inelásticas dadas.

Teniendo en cuenta las diferencias en los trabajos, las compensaciones necesarias en los salarios son diferentes para distintos individuos.

En este contexto las diferencias entre las personas explican la elasticidad de la oferta: cuantas más diferencias existan entre la población más inelástica será la curva de oferta.

Salarios y discriminación

El término diferencia compensatoria se refiere a la diferencia salarial debida a las características no monetarias de los diferentes puestos de trabajo pero otra causa de los diferenciales de salarios es la discriminación. Existe discriminación cuando el mercado ofrece distintas oportunidades a personas similares que sólo se diferencian por su raza, grupo étnico, sexo, edad u otras características personales. La discriminación refleja el prejuicio de la sociedad contra ciertos grupos, o expresado en la terminología de Gary Becker como el "gusto" por la discriminación de los demandantes de trabajo. Cabe aclarar también que las preferencias podrían tener sin embargo razones basadas en factores objetivos que podrían implicar costos laborales más altos como sería la diferente permanencia de ciertos grupos en el mercado laboral.

Medición de la discriminación

Evaluar el grado de discriminación existente en el mercado de trabajo examinando los salarios medios de los diferentes grupos, plantea un problema evidente. Incluso en un mercado de trabajo libre de discriminación, cada persona tiene un salario distinto. Los individuos se diferencian por la cantidad de capital humano que poseen y por los tipos de trabajo que pueden y quieren realizar.

Las diferencias salariales que observamos en la economía son atribuibles en gran medida a los determinantes de los salarios de equilibrio y la mera observación de las diferencias salariales entre grupos transmite poca información sobre el grado de discriminación existente.

El capital humano adquirido en forma de experiencia laboral también puede ayudar a explicar las diferencias salariales. En particular las mujeres tienden a tener, en promedio menos experiencia laboral que los hombres. Una de las razones se halla en que la participación de las mujeres en la población activa ha aumentado en las últimas décadas. Como consecuencia de este cambio histórico actualmente la trabajadora media es más joven que el trabajador medio. Por otra parte, las mujeres tienden a interrumpir su carrera para criar a los hijos en mayor medida que los hombres. Por ambas razones, la experiencia de la trabajadora media es menor que la experiencia del trabajador medio.

Sin embargo, otra causa de las diferencias salariales son las diferencias compensatorias. Algunos analistas han sugerido que las mujeres aceptan trabajos más agradables, en promedio que los hombres y este hecho explica algunas de las diferencias de ingresos entre ambos. Los salarios relativos de las secretarías y de los camioneros dependen en parte de las condiciones de trabajo de cada empleo. Como estos aspectos no monetarios son difíciles de medir, es difícil valorar la importancia práctica de las diferencias compensatorias en la explicación de las diferencias salariales que observamos.

Los mercados competitivos contienen una solución natural para resolver la discriminación. La entrada de empresas al mercado a las que sólo les interesa obtener beneficios tiende a eliminar las diferencias salariales discriminatorias. Estas diferencias sólo persisten en los mercados competitivos cuando los clientes están dispuestos a pagar para mantener la práctica discriminatoria o cuando la impone el gobierno.

Teniendo en cuenta los comentarios anteriores la literatura reconoce tres fuentes de diferencias salariales entre hombres y mujeres:

- 1) La proveniente de dotaciones distintas de capital humano entre ambos grupos (HCH- Hipótesis de Capital Humano)
- 2) La proveniente de la concentración de uno de los grupos en tipos de actividades determinadas, que podrían tener de acuerdo a sus características de riesgo, o disgusto involucrados, compensaciones diferentes (HS- Hipótesis de segregación)
- 3) La proveniente de la discriminación en sí misma, que adquiere un carácter residual, en la medida que constituye la parte de la discriminación no explicada por las otras dos razones.

El sesgo de selección

Una consideración importante al trabajar con salarios de la población femenina, es si existe o no un sesgo en los datos muestrales.

La oferta de trabajo individual, indica a cada precio del trabajo o remuneración por hora ofrecida por el mercado, la cantidad de horas que un individuo está dispuesto a ofrecer en función de sus preferencias entre ocio y trabajo. El trabajo en el caso de la mujer, involucra un costo de oportunidad dado no solo por el valor de las horas dedicadas a su ocio, sino por el valor que atribuye a otras actividades productivas tales como el cuidado del hogar, tareas de ama de casa, o la crianza de los niños sobretodo en los primeros años de vida, hasta que alcanzan la edad escolar. Si el valor de estas actividades fuera superior al salario de mercado, no tendría incentivo para incorporarse al mercado de trabajo, ya que maximizaría su utilidad no trabajando y realizando otras tareas en su tiempo disponible. El valor mínimo necesario para su incorporación al mercado, se denomina "salario de reserva".

Bajo estas consideraciones, el salario promedio de las mujeres corresponde al valor calculado en base a la población observada, es decir quienes están efectivamente trabajando y no sobre la población total femenina. Los datos de la muestra resultan sesgados en un sentido negativo, existe una proporción de la población capaz de percibir mayores salarios y que sin embargo no trabaja. La media de los valores observados será menor que la que resultaría si estas mujeres estuvieran incorporadas en el mercado de trabajo.

El sesgo de selección, que produce ineficiencias en las estimaciones, resulta relevante porque su tratamiento introducirá cambios en las medidas que cuantifican la discriminación.

Metodología

El cálculo de la brecha de ingresos entre géneros se efectúa a partir de funciones de ingreso Mincerianas estimadas para ambos sexos y aplicando la técnica de A. Blinder (1973) y R. Oaxaca (1973). Ésta supone que en ausencia de discriminación los efectos generados por las dotaciones de capital humano deberían ser idénticos para ambos grupos; de forma que si se equipararan las diferencias en dotaciones y segregación en ocupaciones determinadas, y aún se registraran diferencias, éstas podrían atribuirse a discriminación. Es decir, se estima con un carácter residual, una vez que se identifican las diferencias del primer tipo o diferencias explicadas.

$$\begin{aligned} \ln Y_v &= X_v \beta_v + U_v \\ \ln Y_m &= X_m \beta_m + U_m \end{aligned} \quad [1]$$

En las ecuaciones de ingreso anteriores, los subíndices denotan el sexo de los individuos, Y_i es el vector columna de los ingresos, X_i es la matriz de variables

independientes y β el vector columna de coeficientes a estimar. Los U son los términos de perturbación.

Suponiendo que los errores se distribuyen normalmente con media cero ($U_v = U_m = 0$) y varianza constante y evaluando las funciones en los valores promedio de las variables de la muestra, se cumple para una regresión estimada por OLS que:

$$\begin{aligned}\overline{\ln Y_v} &= \overline{X_v} \beta_v + U_v \\ \overline{\ln Y_m} &= \overline{X_m} \beta_m + U_m\end{aligned}\quad [2]$$

De tal forma la diferencia en las medias de los logaritmos de ingreso estimados para ambos grupos es:

$$\overline{\ln Y_v} - \overline{\ln Y_m} = \overline{X_v} \beta_v - \overline{X_m} \beta_m \quad [3]$$

siendo la diferencia entre los vectores de coeficientes de ambos grupos:

$$\Delta\beta = \beta_v - \beta_m \quad \therefore \quad \beta_v = \beta_m - \Delta\beta \quad [4]$$

sustituyendo [4] en [3], la ecuación queda finalmente:

$$\overline{\ln Y_v} - \overline{\ln Y_m} = \beta_v (\overline{X_v} - \overline{X_m}) + \overline{X_m} \Delta\beta \quad [5]$$

Esta ecuación expresa que la media entre los ingresos de ambos grupos puede descomponerse en los efectos de las diferencias en sus respectivas dotaciones de capital humano y en los efectos de la discriminación, revelados por las diferencias en los coeficientes estimados.

Otra ecuación similar se obtiene ponderando las diferencias por los parámetros y promedios correspondientes a los hombres.

$$\overline{\ln Y_v} - \overline{\ln Y_m} = \beta_m (\overline{X_v} - \overline{X_m}) + \overline{X_v} \Delta\beta \quad [6]$$

Tal como se explicara en el marco teórico, cuando se estiman funciones de ingresos correspondientes sobre todo a la población femenina ocupada, es decir sobre la base de quienes perciben ingresos, hay que considerar que se incurre en un problema de sesgo de selección cuando la parte femenina excluida del análisis no posee las mismas características que la observada.

Para la corrección del sesgo de selección se utiliza la técnica propuesta por Heckman que consiste primeramente en estimar una función probit de participación laboral para el total de las mujeres de la muestra comprendidas entre 15 y 65 años, es decir la totalidad de las mujeres de la muestra, económicamente activas y no activas. Una vez estimada esta ecuación y a partir de los residuos de la misma se calcula el inverso del ratio de Mills (λ), que se incorpora como un regresor más en las funciones de ingreso.

Si la nueva variable lambda resulta significativa se puede concluir que existe sesgo de selección y en este caso, los coeficientes que intervendrán en el cálculo de la discriminación serán los “corregidos” por sesgo, es decir los que resultan de la última ecuación. En caso de sesgo negativo, se “sobreestima” la brecha; ya que si se incorporara al mercado laboral, el grupo autoseleccionado, el salario promedio sería mayor.

Los Modelos Estimados

El modelo planteado para la corrección del sesgo por selección es el siguiente:

Ecuación de participación de la mujer en la fuerza laboral

$$\text{Part}_i = \alpha_0 + \alpha_1 E_i + \alpha_2 E_i^2 + \alpha_3 S_i + \alpha_4 \text{Est1}_i + \alpha_5 \text{Est2}_i + \alpha_6 Y_{\text{jefe}_i} + \alpha_7 N_i + \pi_i$$

- Part_i : Participación de la mujer en el mercado laboral (Variable dicotómica: 1= Si la mujer percibe ingresos por trabajo y 0 = en caso de no)
- E_i : Edad de la mujer
- E_i^2 : Edad al cuadrado.
- S_i : Años de instrucción
- Est1_i : Estrato 1.
- Est2_i : Estrato 2.
- Y_{jefe_i} : Ingreso del jefe de familia.
- N_i : Números de integrantes.
- π_i : término residual.

i: mujer i = 1,.....,548

Definición de las variables explicativas

Además de la edad de la mujer, la edad al cuadrado fue incorporada para investigar los efectos no lineales de sus variaciones. Se espera que los coeficientes tengan signo positivo y negativo respectivamente, ya que a mayor edad mayor será la probabilidad de que la mujer participe en el mercado laboral pero alcanzará un valor máximo de probabilidad, a partir del cual comenzará a disminuir.

La variable años de instrucción o escolaridad son los años de educación formal recibidos al momento de realizada la encuesta. Con respecto al signo del coeficiente se espera que sea positivo lo que estaría indicando que a mayor cantidad de años de educación formal o de instrucción, mayor es la probabilidad que las mujeres participen en el mercado laboral.

Para el cálculo de los tres estratos considerados, se tuvo en cuenta la distribución del ingreso de la ciudad calculada por deciles de ingreso familiar en otro trabajo de investigación del grupo ⁱⁱ. En base a la misma, se denominó Est1, a los niveles correspondientes a los 3 deciles más bajos; Est2 a los niveles comprendidos desde el cuarto al noveno decil y finalmente Est3 al último.ⁱⁱⁱ

El ingreso del jefe de familia fue definido como el ingreso que percibe la persona que el grupo familiar considera como jefe de familia y se espera una relación inversa entre dicha variable y la probabilidad de participar en el mercado laboral de la mujer.

En el modelo se incorporó el tamaño del hogar para captar de esta forma, el compromiso de la mujer en el cuidado de los miembros. A medida que aumenta el número

de integrantes en la familia disminuye la probabilidad de participación de la mujer en el mercado laboral, su costo de oportunidad es mayor por lo cual también su salario de reserva.

Se probaron numerosas variables como el número de niños divididos por rangos de edades, el estado civil, la existencia o no de otros perceptores de ingreso en la familia, régimen de tenencia de la vivienda, número de habitaciones de la vivienda, pero en todos los casos su inclusión no incrementaba el número de predicciones correctas ni mejoraba las estimaciones en forma sustancial.

Función de ingreso para hombres y mujeres que participan en la fuerza laboral

$$\text{Ln}Y_i = \beta_0 + \beta_1 S_i + \beta_2 \text{Exp}_i + \beta_3 \text{Exp}_i^2 + \beta_4 \text{lnhs}_i + \mu_i$$

- $\text{Ln}Y_i$: logaritmo natural del ingreso mensual.
- S_i : Años de instrucción.
- Exp_i : Años de experiencia.
- Exp_i^2 : Años de experiencia al cuadrado.
- lnhs_i : logaritmo natural de horas mensuales trabajadas.
- μ_i : término residual.

Años de instrucción, al igual que en la ecuación anterior, indica la cantidad de años de educación formal que recibió el individuo y su coeficiente representa la tasa de rendimiento de la educación, es decir el cambio porcentual del ingreso ocasionado por un año adicional de educación.

La variable experiencia, al no estar disponible, fue calculada para toda muestra tomando la edad de la persona menos los años de instrucción o educación formal menos seis. También se incluyó la variable al cuadrado para captar la depreciación del capital humano.

Con respecto al logaritmo de las horas mensuales trabajadas, fue calculado a partir de las horas semanales declaradas en la Encuesta por el trabajador, se dividió por 7 y se multiplicó por 30.

Con respecto a los coeficientes de la función de ingreso se espera que sus signos y magnitudes aproximadas concuerden con la hipótesis de capital humano.

El coeficiente del logaritmo natural de horas mensuales trabajadas debería ser positivo y el mismo se interpreta como una elasticidad, indicar en qué proporción varía el ingreso ante un cambio porcentual de las horas trabajadas.

Fuente de información y Estadísticos descriptivos de la muestra

La información utilizada proviene de la onda de Mayo 1997, de la Encuesta Permanente de Hogares realizada por el INDEC para el área de Mar del Plata.

La población considerada fue tanto la económicamente activa, es decir las personas entre 15 y 65 años que al momento de la encuesta estaban ocupados o buscando trabajo, como la población inactiva, aquellas personas entre 15 y 65 años que al momento de la encuesta no buscaban ni tenían un trabajo.

En el Cuadro N°1, se presentan las medias de las principales variables, consignando por separado los valores de tres grupos diferentes: hombres y mujeres que participan en el mercado laboral, las mujeres que no participan y una última columna para el total de mujeres.

Puede observarse que:

- La cantidad de personas entre 15 y 65 años que componen la muestra es 925, de la cual 377 son hombres y 548 mujeres. Dentro de estas últimas sólo 188 son mujeres que trabajan.
- La edad promedio entre hombres y mujeres ocupados no difiere demasiado, pero la diferencia es mayor al comparar las mujeres que no trabajan con los hombres que participan en el mercado laboral.
- Las mujeres que trabajan son las que poseen mayor educación promedio en la muestra, con 10,7 años promedio de escolaridad formal comparadas con los hombres que trabajan (9,16 años), mientras que las que no trabajan poseen 9.03 años de educación.
- Dada la forma de calcular la variable experiencia, los hombres que poseen una edad promedio mayor son al mismo tiempo los que poseen una mayor experiencia.
- Las variables horas trabajadas mensuales y semanales resultan, tal como es de esperar menores en el caso de las mujeres que trabajan.
- Al analizar los ingresos mensuales promedio de los tres grupos se percibe que los hombres son los que poseen mayor ingreso mensual, debido no sólo a su mayor remuneración promedio por hora trabajada (\$ 3,91 respecto a \$ 3,56 de las mujeres) sino también por el mayor número de horas trabajadas en promedio.
- La variable ingreso del jefe de familia fue analizada solamente para las estimaciones correspondientes a las mujeres. Resultando superior en el caso de las mujeres que no trabajan.
- En cuanto a las distintas categorías ocupacionales tanto para hombres como para mujeres que participan en el mercado laboral el mayor porcentaje son asalariados, le sigue en importancia trabajador por cuenta propia y por último patrón o empleador.
- El porcentaje de casados para todos los grupos de la muestra es mayor al 65%.
- La cantidad promedio de hijos menores de 6 años, resulta igual a 0,16 para las mujeres que trabajan y 0.25 para las que no.
- El tamaño promedio del hogar es de 4.05 y aumenta a 4.30 en el caso de mujeres que no trabajan.

CUADRO N° 1

Variables	Hombres	Mujeres		
	que trabajan	que trabajan	que no trabajan	Total
	Media	Media	Media	Media
Edad	38,84	37,35	35,45	36,197
Años de Escolaridad	9,16	10,67	8,90	9,5894
Experiencia	36,68	20,68	20,55	20,607
Hs trabajadas por mes	192,07	172,78		
Hs trabajadas por sem	45,73	33,66		
Ingreso mensual	663,44	398,76		
Ingreso por hora	3,91	3,56		
Perceptores	1,95	2,46	1,49	1,83
Otros perceptores	0,96	1,46	1,43	1,44
Ingreso Familiar	1109,12	1204,02	884,25	1002,56
Ingreso del Jefe		369,97	458,44	436,18
Cat.Ocup.Patrón	0,05	0,03		
Cat.Ocup.Cta Propia	0,28	0,21		
Cat.Ocup .Asalariado	0,67	0,76		
Estrato 1	0,16	0,13	0,30	0,24
Estrato 2	0,68	0,70	0,60	0,60
Estrato 3	0,16	0,17	0,10	0,13
Casado	0,74	0,16	0,67	0,68
Hijos menores de 6 años		0,16	0,24	0,22
Hijos de 6 a 14 años		0,38	0,36	0,36
Número de integrantes	3,99	4,02	4,30	4,19
Educación Prim. Comp.	0,36	0,29	0,31	0,30
Educación Prim. Incomp	0,11	0,09	0,12	0,11
Educación Sec. Comp.	0,18	0,03	0,15	0,18
Educación Sec. Incomp.	0,21	0,12	0,31	0,24
Educación Univ.Comp.	0,05	0,2	0,02	0,09
Educación Univ.Incomp.	0,08	0,08	0,09	0,08
Tamaño de la muestra	377	188 ^{iv}	345	548

Fuente: Elaboración propia en base a datos de la EPH – Mayo 1997- MDP.

Resultados

1.-Resultados de la ecuación de participación de la mujer en la fuerza laboral

En el **Cuadro N°2** se presentan los resultados del Modelo Probit

PROBIT // Variable Dep. PARTICIP				
N° de observaciones: 548				
N° de Iteraciones necesarias para converger: 3				
Variable	Coeficientes	t-Statistic	Prob.	Pendiente
C	-3.9928	-6.9180	0.0000	
EDAD	0.2689	8.6408	0.0000	0.0064
EDAD2	-0.0033	-8.1982	0.0000	
EST1	-1.5326	-6.1109	0.0000	-0.5355
EST2	-0.7212	-3.8005	0.0002	-0.2210
N	-0.1237	-3.0812	0.0022	-0.0296
S	0.0563	3.0515	0.0024	0.012
YJEFE	-0.00099	-6.5708	0.0000	-0.0002
Log likelihood	-284.2783			
% Predicciones correctas	75 %			

Fuente: Elaboración propia.

Se observa que todas las variables son significativas al nivel del 1% y los signos de los coeficientes son los esperados.

- El coeficiente correspondiente a la edad resultó positivo, lo que indica que a medida que aumenta la edad de la mujer aumenta su probabilidad de participar en el mercado laboral. Aunque el incremento con cada año adicional de edad en la mujer resulta decreciente tal como lo demuestra el signo negativo de esta variable al cuadrado. El efecto neto de un cambio en la edad es medido en la media por la pendiente o efecto marginal.
- Con respecto a los estratos que fueron incluidos como variables dummy, el hecho de pertenecer al estrato 1 disminuye en mayor medida la probabilidad de participar en la oferta laboral femenina que si perteneciera al estrato 2.
- El coeficiente negativo de la variable tamaño del hogar, indica que a medida que aumenta el tamaño o número de integrantes en el hogar la probabilidad de participación femenina en la vida económica disminuye.
- Es posible observar que la educación tiene signo positivo, a medida que aumentan los años de educación formal la probabilidad aumenta.
- El signo negativo del coeficiente de la variable ingreso del jefe de familia, indica una relación inversa significativa entre la remuneración del jefe de familia y la participación de la mujer en la fuerza laboral, aunque su efecto marginal es muy pequeño. (\$100 adicionales en el ingreso del jefe implican una reducción del 2% de la probabilidad de participación femenina)

- Si el objetivo consiste en medir como se altera la probabilidad condicional de participación femenina en la fuerza laboral ante una cambio unitario en las variables (o un salto discreto en el caso de las dummy utilizadas) , el mismo debe ser evaluado en el punto de las medias muestrales. (Ultima columna del cuadro 2). Por ejemplo un cambio unitario (aumento) en los años de instrucción, produciría un aumento en la probabilidad de participar en la fuerza laboral de 0.012, mientras que un cambio unitario en el número de integrantes disminuiría la probabilidad de participar en el mercado laboral en -0.0296.

2.-Funciones de ingreso con corrección y sin corrección

En el **Cuadro N° 3** se presentan los resultados de las estimaciones de ingreso para ambos sexos por separado y para el sexo femenino, corregidas por el sesgo de selección.

Variable	Hombres	Mujeres	
		Sin corregir por Selección	Corregida por Selección
Constante	2.258 (7.264)	1.877 (6.029)	2.487 (6.139)
Años de instrucción	0.0866 (10.561)	0.074 (7.065)	0.056 (4.323)
Experiencia	0.0545 (7.173)	0.0549 (4.992)	0.041 (3.354)
Experiencia al cuad.	-0.0007 (-5.022)	-0.0009 (-3.939)	-0.001 (-2.582)
Ln horas mens. trab.	0.4714 (7.976)	0.531 (10.128)	0.518 (9.921)
Lambda			-0296 (-2.314)
R2	0.4225	0.479	0.494
R2 ajustado	0.416	0.467	0.480
Estadístico F	68.03	42.06	35.520

Valores T estadísticos entre paréntesis Fuente: Elaboración Propia.

También se estimó la función de ingreso incorporando lambda cuyo signo resultó ser negativo y significativo.

Se deduce, entonces, que quienes no trabajan en el mercado exigirán un salario más alto (sesgo de selección negativo) si entraran en la fuerza laboral. Existirían características no observables que estarían aumentando el salario de oferta e incrementando la probabilidad de que las mujeres no entren al mercado de trabajo. En consecuencia,

resultaría más apropiado tomar la ecuación con corrección por selectividad, pues tienen en cuenta a las que no trabajan.

Al comparar los coeficientes estimados de las distintas funciones de ingreso del Cuadro 3 se observa que la tasa de retorno de la educación es superior para los hombres que para las mujeres sin corregir y superior que las obtenidas por las funciones de ingreso de las mujeres pero corregidas.

Otra diferencia importante, pero en este caso a favor de la mujer son las elasticidades horas trabajadas mensuales, ya que las funciones de ingreso corregida por sesgo de selectividad es superior a las otras dos funciones de ingreso calculadas para hombres y para mujeres pero en este último caso sin corregir por sesgo de selectividad.

Análisis de la discriminación por género

Se observa la existencia de discriminación por sexo, pero los resultados difieren significativamente si las funciones de ingresos están o no corregidas por sesgo de selectividad.

Si se toman los resultados sin corrección y si las mujeres fueran retribuidas como los hombres, la diferencia total del logaritmo de ingresos sería de 0.471. Realizada la descomposición de esta diferencia el 28% está explicado por la dotación de capital humano y el 72% restante por la estructura de mercado.

Las estimaciones correspondiente a esta función de ingreso corregida por sesgo de selección arrojó resultados muy diferentes. La diferencia total del logaritmo del ingreso es menor 0.196 y se invierte la importancia relativa de los componentes que la explican (78% capital humano y 22% estructura de mercado)

Ventaja masculina debido a:	Sin corrección			Con corrección		
	Total	Explicada	Residual	Total	Explicada	Residual
Edu	0.04	-0.112	0.116	0.234	-0.079	0.313
Exp	0.156	-0.008	0.165	0.466	0.120	0.346
Exp2	0.025	0.163	-0.138	-0.148	-0.096	-0.052
Lnhs	-0.092	0.218	-0.310	0.007	0.208	-0.201
Total parcial	0.094	0.133	-0.039	0.559	0.153	0.406
Constante			0.377			-0.363
Total incluida const.	0.471	0.133	0.338	0.196	0.153	0.043
Total (% horizontal)	100%	28 %	72 %	100 %	78%	22%

En el cuadro se observa que algunas variables aparecen con signos positivos y negativos tanto en lo que respecta al residual – la discriminación- como para las diferencias en la dotación de capital humano.

Cuando se analiza la descomposición de la brecha la variable que más discriminación –mirando la parte residual- presenta en contra de la mujer es educación y experiencia, principalmente cuando se analiza la función corregida por sesgo de selección.

Si se observa el valor del residual para horas trabajadas la brecha es favorable a las mujeres principalmente cuando se analiza la función corregida por sesgo. Algunos autores

lo atribuyen a una evidencia de nepotismo, o discriminación contra el hombre. Otros autores como Psacharapoulos y Tzannatos que obtuvieron idénticos resultados aducen que en realidad el mercado laboral penaliza más la reducción de las horas trabajadas por la mujer que la reducción de las horas trabajadas por el hombre.

Consideraciones finales

A través de presente trabajo fue posible comprobar que para la ciudad de Mar del Plata, existe una brecha entre los ingresos percibidos por hombres y mujeres que trabajan. La brecha sin corregir indica que existen diferencias en las dotaciones de capital humano de ambos grupos (equivalentes a un 28% de la brecha), sobre todo en lo que hace a la experiencia laboral, ya que el nivel de educación de quienes permanecen fuera del mercado laboral es adecuadamente alto. El 72% restante permanece como diferencial discriminatorio.

Al investigar sobre las causas y considerar las características de las mujeres que trabajan y las que no, se puede comprobar (a través de la inclusión de la inversa del ratio del Mills, como variable significativa en la ecuación de ingresos para el género femenino) que existe un sesgo de selección, que altera las estimaciones de las proporciones explicadas y no explicadas de la discriminación. Al igual que lo obtenido en otros trabajos similares, aumenta la explicación en términos de las dotaciones individuales y disminuye el remanente que puede ser interpretado como discriminación. Un estudio realizado para la población de Santa Rosa y Toya, por O.Francolino y C.Martín, con datos de 1995 establece la distribución sin corrección entre ambos conceptos en 20% y 80%, pero al incorporar la corrección por sesgo del mismo tipo que la encontrada para Mar del Plata, los valores cambian a 43% y 57% respectivamente.

Con datos para la ciudad de Salta (octubre 1994), Jorge Paz determina también un sesgo del mismo tipo y las correcciones cambian los resultados de 11% y 89% , a 65% y 35% respectivamente. Este mismo autor en un trabajo más amplio para la región de NOA y el GBA (utilizando la onda de Mayo de 1997, del mismo modo que nuestro trabajo), también obtiene resultados en la misma dirección, aunque con una magnitud de cambio menor.

El trabajo realizado para la ciudad de Mendoza, también con datos de 1997, por Perlbach de Maradona y Calderón concluye que no se puede verificar la hipótesis de sesgo de selección muestral en el caso de ambos géneros.

- ⁱ Trabajo publicado en los Anales de la Asociación de Economía Política – 1997.
- ⁱⁱ Trabajo presentado como Poster a la XXIV International Conference of Agricultural Economist. IAAE-2000. (Op.cit)
- ⁱⁱⁱ Estrato 1: Hasta \$ 450, Estrato 2: de \$ 451 a \$ 1850 y Estrato 3: Más de \$ 1851.
- ^{iv} En realidad las mujeres que participan en el mercado laboral son 203, pero debieron eliminarse 15 observaciones por no contar con la variable ingreso.

Bibliografía

- Berndt, Ernest The Practice of the econometrics. Classic and Contemporary. Ed. Adisson Wesley Publishing Co. 1990.
- Blinder, A. (1973): "Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimate." The Journal of Human Resources, VIII (4): 436-453.
- Cain, G.(1971): The Economics of Discrimination. Second Edition. The University of Chicago Press, Chicago and London (Primera edición: 1957).
- Di Paola, Rosangela; Berges, Miriam y Rodríguez, Elsa "Diferencias de ingreso entre los jefes de familia en la ciudad de Mar del Plata. Un enfoque de la Teoría del Capital Humano". Anales de la AAEP. XXXII Reunión Anual. Tomo II. B.Blanca. 1997
- Francolino, O y Martín C. Modelos estadísticos para estimar funciones de ingreso. Facultad de Cs económicas y Jurídicas. Universidad Nac. De La Pampa. 2000.
- Green, W. (1993): Econometric Analysis. Second Edition. Mcmillan Publishing Company, New York.
- Heckman, J.(1979): "Sample Bias as a Specification Error." Econométrica, 47(1):153-161.
- Instituto Nacional de Estadística y Censos (Indec,s/f): Clasificación de ocupaciones.Informe metodológico. Buenos Aires.
- Kidd, M.and M.Shannon (1996): "The gender gap: a comparison of Australia and Canada." Canadian Journal of Economics, XXIX: S121-S125.
- Perlbach de Maradona ,Iris; Calderón, Mónica Iris (1998): Estimación de sesgo por selección para el mercado laboral de Mendoza". Anales AAEP,
- Oaxaca, R.(1973): "Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Market" International Economic Review.14(3):693-709.
- Paz, J. (1996): "Diferencias de ingreso entre varones y mujeres. Evidencias para Salta. (Argentina)'Anales de la AAEP, Tomo 4:297-322.
- Paz , J. (1998): Brecha de ingresos entre géneros. (Comparación entre el Gran Buenos Aires y el Noroeste Argentino)
- Paz, J (1998) Participación económica de la mujer en Salta 1991-1996. Castañares. Cuadernos del IIE. Universidad Nacional de Salta. Fac. Cs Económicas y Sociales.
- Paz, J (1999) Diferencias de Ingresos entre géneros en Salta (1984-1998). Castañares. Cuadernos del IIE. Universidad Nacional de Salta. Cuadernillo 14. Año 7.
- Polachek S. And C. Goldin (1987): "Residual differences by Sex. Perspectives on the Gender Gap in Earnings." The American Economic Review. Papers and Proceeding, 77(2):143-155.
- Psacharopoulos, G. and Z. Tzannatos (1992): Case Studies on Women's Employment and Pay in Latin America: Overview and Methodology. The World Bank, Washington D.C.
- Rodríguez, Elsa, Berges, Miriam y Casellas, Karina. "Food Consumption and Income distribution in Argentina. Poster Presentation. IAAE-2000. Agosto de 2000.

