

CONSIDERACIONES SOBRE EL TRABAJO DE LA MUJER EN EL GRAN MENDOZA

por Ana María Claramunt
y Luis Alberto Fornero
Fac. C. Económicas
Univ. Nac. de Cuyo

I. INTRODUCCION

A medida que la actividad laboral femenina ha adquirido más relevancia, también ha cobrado importancia el problema de la discriminación de la mujer. Aristóteles decía que "el hombre es superior y la mujer es inferior: él dirige y ella debe ser dirigida"¹. Desde entonces ha evolucionado mucho el rol desempeñado por la mujer en la sociedad, pero se observa que las remuneraciones medias de los hombres son más altas que las femeninas, en unos países más que en otros. Cabe preguntarse si ello implica realmente discriminación, o si se debe a diferencias de atributos propios de los trabajadores de cada sexo (por ejemplo, distinta educación y/o experiencia, etc.) o a diferencias en la cantidad de horas trabajadas, o a distintas ocupaciones o categorías ocupacionales, etc.

Existen estudios hechos para diversos países², y algunos en especial para la Argentina. En general, en los trabajos elaborados para nuestro país influye preponderantemente lo que ocurre en Buenos Aires, la que representa un 30% de la población nacional. Sin embargo, lo que acontece en el interior no siempre coincide con lo que sucede en el área bonaerense. Por eso, hemos creído conveniente analizar los datos disponibles para el Gran Mendoza. Lamentablemente no se cuenta con información para toda la provincia y, por otro lado, las cifras para el Gran Mendoza, se limitan a la zona urbana, y no podemos distinguir el trabajo formal del informal, por lo que las conclusiones a que arribemos no pueden ser generales.

El presente trabajo es parte de uno subsidiado por la Asociación Cooperadora de la Fac. C. Económicas (Univ. Nac. Cuyo), el que consta de seis capítulos. Por razones de espacio, aquí comentaremos sólo algunos puntos relevantes en materia de evolución de los datos, y nos centraremos luego en el análisis de discriminación.

¹ Citado por PSACHAROPOULOS, George y TZANNATOS, Zafiris, *Women's Employment and Pay in Latin America - Overview and Methodology*, World Bank, Regional and Sectoral Studies (Washington, 1992), pág. 197.

² Véase PSACHAROPOULOS, George y TZANNATOS, Zafiris (editores), *Case Studies on Women's Employment and Pay in Latin America*. (World Bank, Washington, 1992) y otras referencias bibliográficas incluidas al final de este trabajo.

II. EVOLUCION Y CARACTERISTICAS DE LOS DATOS

Hemos trabajado con los datos de la Encuesta Permanente de Hogares (EPH), la que releva el INDEC en el Gran Mendoza dos veces por año. Basándonos en los tabulados de la EPH, hemos analizado la evolución de diversos aspectos desde 1980 a 1992.

Si bien se advierten oscilaciones en ese período, puede afirmarse que en general las mujeres representan, en promedio, un 35,4% de la P.E.A. (población económicamente activa, o sea quiénes forman parte de la fuerza laboral o quisieran estar trabajando).

Si consideramos la tasa neta de población económicamente activa, la que se define como el porcentaje que representa la P.E.A. de 15 años y más, respecto a la población de 15 años y más, podemos observar en el cuadro n°1 que, incluyendo ambos sexos, el primer valor de la serie presentada es 56,2 (abril 1980), y el último (mayo 1992) es 55,3, pero en el transcurso de los doce años hay oscilaciones; la tasa más baja se registra en abril 1985 con sólo 48,3. Desde mayo 1990 a mayo 1992 se observa un aumento importante, ya que pasa de 48,6 a 55,3. En el caso de la tasa masculina, el mayor valor corresponde a abril 1980, con 79,9, en tanto que la cifra más baja es la de mayo 1990, con 68,0, a partir de la cual hay un incremento notable hasta alcanzar 76,4 en mayo 1992. Con respecto a la tasa femenina, se observa un leve incremento entre abril 1980, cuya tasa es 36,3 y la de mayo 1992, que es 37,1. El menor valor corresponde a abril 1985: 29,7; desde entonces, el aumento es considerable, ya que ha aumentado más de 7 puntos.

Tomando la P.E.A. femenina, por grupos de edad, se advierte que en los dos tramos más jóvenes (o sea 15-19 y 20-24), las tasas han disminuido tanto para hombres como para mujeres, si se tiene en cuenta el inicio y el fin de la serie considerada. En el gráfico n°1, podemos ver que las tasas femeninas se han elevado mucho en las edades entre los 30 y los 50 años, período de la vida en el que un buen porcentaje de las mujeres casadas ya no tienen niños pequeños que cuidar, y en el que se requieren mayores ingresos en el hogar para costear estudios y otros gastos de hijos adolescentes o jóvenes universitarios. La distribución de la participación laboral femenina según la edad, tiene una forma de U invertida, la cual se presenta en la mayoría de los países latinoamericanos estudiados, aunque no en todos la evolución ha sido similar a la de nuestro país³.

³ PSACHAROPOULOS, George y TZANNATOS, Zafiris, *op. cit.*, págs. 46/47.

En cuanto a la posición que ocupa la mujer en el hogar, la proporción de cónyuges que participan en la fuerza laboral se ha incrementado de 38,5 (en abril 1980) a 46,9 (en mayo 1992), lo cual puede visualizarse en el gráfico n°2. En un estudio hecho para el área metropolitana de Buenos Aires⁴, se señala que en los hogares de bajos ingresos, las mujeres casadas tienden a paliar el efecto de la caída en el poder adquisitivo del ingreso de los jefes de hogar, ya que hay un pasaje importante de los hogares con jefe inactivo del tramo de ingresos medios al tramo de ingresos bajos. También se afirma en ese trabajo que las jefas - con mayor frecuencia proveedoras únicas - son las sostenedoras "típicas" de hogares pobres, en tanto las cónyuges son las sostenedoras típicas de hogares con dos perceptores de ingresos medios.

Con respecto a la P.E.A. ocupada según nivel de instrucción, el 21,2% tiene estudios superiores o universitarios: 10,5% corresponde a ese nivel incompleto, y 10,7% al completo. Los guarismos masculinos indican que el 17,2% de la P.E.A. masculina ocupada registra estudios de ese nivel: 11,1% (incompleto) y 6,1% (completo). Podemos visualizar en el gráfico n°3 que es importante la participación femenina con estudios superiores o universitarios, la que alcanza el 28,4% de la P.E.A. de mujeres, y lo notable es que 19% completó ese nivel. En la mayoría de los países latinoamericanos, una proporción alta de las mujeres que tienen estudios universitarios forman parte de la P.E.A., destacándose en este sentido Venezuela y Chile⁵.

En relación a la participación por actividades, si limitamos el análisis a los porcentajes de mayo 1992, y hacemos una comparación entre hombres y mujeres, podemos ver en el cuadro n°2, que en los porcentajes femeninos se destaca la participación en "servicios comunales, sociales y personales", alcanzando 70,2, mientras que el equivalente porcentual masculino es 26,6. El rol de ambos sexos en la rama de "comercio, restaurantes y hoteles", no es muy disímil, ya que el valor correspondiente a los hombres es 16,5 y el de las mujeres es 14,3; hay años en que el valor femenino es superior al masculino, y viceversa. En "industrias manufactureras" y en "construcción", es mucho más importante la participación masculina que la femenina.

⁴ GELDSTEIN, Rosa N. y DELPINO, Nena. Mujeres como principal sostén económico del hogar, en "Boletín Informativo Techint", N° 277, enero-marzo 1994; págs. 51/80.

⁵ PSACHAROPOULOS, George y TZANNATOS, Zafiris, *op. cit.*, pág. 185.

III. DETERMINANTES DE LA PARTICIPACION DE LA MUJER

III.1. Variables que influyen

La participación femenina en la fuerza laboral (P) depende fundamentalmente de la comparación entre el salario (o ingresos) que pueda percibir en el mercado (W) y el salario de reserva (W^*), o sea la valoración que la mujer le dé a sus tareas en el hogar:

$$P = P(W, W^*)$$

La decisión de trabajar depende de si el salario de mercado es mayor que el de reserva, o sea:

Hay participación si $I = W - W^* > 0$

No hay participación si $I = W - W^* < 0$

donde W es el salario (o ingreso) potencial o salario de mercado y W^* es el salario de reserva o salario solicitado. En general, puede decirse que el salario de mercado depende de las habilidades productivas (capital humano), tales como escolaridad y experiencia, y el estado del mercado laboral (factores regionales y factores de infraestructura). El salario de reserva depende de la productividad en actividades fuera del mercado laboral.

Hay factores que influyen en W y otros en W^* , en tanto que algunos afectan a ambos. Entre las variables que inciden, podemos mencionar: características individuales de la mujer, la composición y tamaño de la familia, la cantidad de otros perceptores de ingresos en el hogar y el monto que ellos perciban, la localización (especialmente si es rural o urbana) y las migraciones, como así también el marco macroeconómico del país en un momento dado.

Entre los atributos individuales, figuran: a) la edad ; b) el nivel de instrucción; c) el "status" o condición de la mujer en la familia; d) la experiencia; etc.

Entre los factores demográficos, además de la edad, podemos mencionar: a) el estado civil; b) la presencia de niños chicos que requieren la atención materna; c) el tamaño y composición de la familia.

Además de los atributos individuales y de los factores demográficos (que tienen incidencia económica), hay elementos económicos correlacionados con la participación femenina. La "necesidad" de ingresos es importante: se puede medir por el ingreso del marido, el ingreso de la familia sin contar el de la mujer, los activos o posesiones de riqueza, el n° de receptores de ingresos en la familia. También influye la situación económica en general, especialmente en la mujer casada (ejemplo: desempleo del marido, impacto por la recesión, etc.).

III.2. Sesgo por selección

Se critica que si se toman sólo las mujeres que trabajan los resultados son sesgados. Para las que no trabajan sus salarios no se observan y su "precio de reserva" o ingreso alternativo puede ser más alto que para las que trabajan. Se dice que la muestra es "self-selected", o sea que está seleccionada por sí misma, y puede ser que no sea representativa de las mujeres potenciales que podrían formar parte de la fuerza laboral y, por lo tanto, los resultados serán sesgados.

Para corregir este problema se usa la técnica de Heckman⁶. En primer lugar se usa una ecuación "probit" para estimar la probabilidad de que una mujer esté en la fuerza de trabajo. Luego, en la segunda etapa, el resultado se agrega como un regresor más en la función de ingresos, definido como λ , que es el inverso del llamado "ratio de Mill".

Para entender qué es el λ , debemos pensar que I (la diferencia entre el el salario de mercado y el salario de reserva) es una variable continua que puede considerarse como un índice que representa la propensión de la mujer a participar en la fuerza laboral.

Si llamamos W al salario de mercado (como vimos supra) y W^* al salario de reserva (la valoración que se le da a lo que se obtendría quedándose en el hogar), podemos decir que el W está relacionado con una serie de características, lo que para simplificar, podemos expresarlo así⁷:

$$W = Xa + e \quad (1)$$

donde X son las características pertinentes y " a " es el vector de coeficientes de esas características, mientras que " e " es el término de error distribuido normalmente. Por lo tanto, el valor esperado de W es:

$$E(W) = E(Xa) + E(e) = Xa \quad (2)$$

Hasta aquí sólo hemos considerado las mujeres que han decidido trabajar, para quienes $W > W^*$.

El W^* también está determinado por ciertas características, y lo podemos denotar por:

$$W^* = Zb + e^* \quad (3)$$

donde Z son las respectivas características, b el correspondiente vector de coeficientes y e^* el término de error, con las propiedades convencionales.

Sabemos que para la mujer que trabaja la diferencia entre el salario

⁶ HECKMAN, J. J., Sample Selection Bias as a Specification Error, en "Econometrica", Vol. 47, N° 1 (1979), págs. 153/161.

⁷ PSACHAROPOULOS, George y TZANNATOS, Zafiris, op. cit., págs. 172/173.

de mercado y el de reserva es positiva:

$$I = W - W^* = [Xa - Zb + e - e^*] > 0 \quad (4)$$

La variable I presenta cierta distribución. Si I cruza cierto umbral, la mujer entra en la fuerza laboral (si no, no lo hace). Por lo tanto, el valor esperado del salario de mercado no depende sólo de las características X , como vimos en la expresión (2), sino que también depende de Z , lo que se expone así:

$$E(W) = Xa + E(e | I > 0) \quad (5)$$

El valor esperado del salario está condicionado por la regla de la selección de la muestra, que en este caso es que la mujer trabaje ($I > 0$). Centramos la atención en el último término de (5), el que puede expresarse así⁹:

$$E(e | I > 0) = c [f(I) / F(I)] = c \lambda \quad (6),$$

donde $f(I)$ denota la ordenada de la densidad normal standard evaluada en el índice I . $F(I)$ la función de distribución normal standard evaluada en (I), y el cociente de las dos (escrito como λ) es la inversa del "ratio de Mill". El λ se define como el cociente entre la ordenada de la densidad normal standard y la distribución normal standard, ambas evaluadas en el punto crítico de truncamiento, o sea que su valor depende de dónde caiga ese punto y de la altura de la distribución en ese punto particular⁹.

Un valor negativo de " c " implica que quienes no trabajan en el mercado exigirían un salario más alto para entrar a la fuerza laboral, o sea que las características que no observamos están aumentando el "salario de oferta", e incrementan la probabilidad de que no entren en el mercado de trabajo. Un valor positivo significa que los trabajadores a los que se les paga salario alto, son aquéllos que tienen salarios de reserva bajos, lo que hace que estén más dispuestos a trabajar en el mercado.¹⁰

Si se compara la ecuación (5) con la (2) se observa que si no se corrige por selección, hay un problema de omisión de variables. λ se incluye como un regresor en la ecuación de ingresos: si al corregir, el coeficiente de λ no resulta significativo, lo que sucede para varios de los países en que se ha aplicado, eso se interpreta como que no hay evidencia de "self-selection", lo que implica que el grupo femenino como tal es más homogéneo que lo se supone.

⁹ COX, Donald y PSACHAROPOULOS, George. Female Participation and Earnings, Venezuela 1987, en "Case Studies...", op. cit., pág. 454.

⁹ PSACHAROPOULOS, George y TZANNATOS, Zafiris, op. cit., pág. 174.

¹⁰ GILL, Indermit S., Is There Sex Discrimination in Chile? Evidence from the CASEN Survey, en "Case Studies...", op. cit., pág. 132.

III.3. Análisis de los resultados

A los fines de aplicar el procedimiento descripto al caso del Gran Mendoza, hemos considerado las tres últimas ondas de la EPH, que nos fue posible conseguir: junio 1991, octubre 1991, mayo 1992.

Hemos tratado de considerar las mismas variables incluidas en un estudio hecho para Buenos Aires con información de 1985¹¹, a los efectos de poder comparar. No disponemos del dato referente a la nacionalidad, por lo que esa variable no figura en nuestro estudio. En cuanto a la variable "educación" hemos hecho las estimaciones con dos definiciones alternativas. Con respecto al estado civil, como no contamos con la información, hemos tomado como "casada" la condición de cónyuge del jefe. En relación a los receptores de ingresos en el hogar, tomamos la cantidad de perceptores, aparte de la mujer que estamos considerando.

En esta síntesis, presentaremos sólo los resultados de la onda de la EPH de mayo 1992, tomando solamente una de las definiciones de educación, los cuales pueden observarse en el cuadro n°3. Para esa onda, el total de observaciones correspondientes a las mujeres son 1231, de las cuales 516 están ocupadas.

III.3.a. Edad

Salvo el primer intervalo de edades (19 años o menos), que no resulta significativo, los otros tramos de edades presentan coeficientes positivos y son significativos, con excepción del último tramo, que no es significativo.

Los coeficientes van aumentando con la edad, lo que significa que la probabilidad de participar en la fuerza laboral va creciendo hasta los 40 años, a partir de la cual los coeficientes empiezan a descender. Entre los 30 y los 40 años, es cuando los coeficientes resultan más significativos. Los valores más altos se registran para el intervalo 35-39.

Resultados similares fueron obtenidos, en cuanto a signo, para el estudio de Buenos Aires, pero en ese caso, los coeficientes comienzan a disminuir a partir de los 30 años, y los valores más altos aparecen en el intervalo 25-29. Tanto para el Gran Mendoza, como para Buenos Aires, el perfil de probabilidad tiene forma cóncava, pero el punto máximo se registra para diferentes tramos de edad. Probablemente si hiciéramos el análisis para el Gran Mendoza para 1985, el

¹¹ CHU NG. Ying, *Female Labor Force Participation and Gender Earnings Differentials in Argentina*, en "Case Studies...", *op. cit.*, págs. 1/19.

pico máximo también daría en el intervalo 25-29, dado la evolución que registran las tasas netas de P.E.A. femenina por edades.

III.3.b. Condición de cónyuge

Ya dijimos que para captar la probabilidad de participación de la mujer casada, hemos tomado como dato la condición de cónyuge, lo que no es lo más correcto, ya que omite considerar las que son jefas del hogar casadas, pero no disponemos del dato de estado civil.

El signo del coeficiente correspondiente es negativo, y resulta altamente significativo, o sea que la probabilidad de participación en la fuerza laboral de la mujer casada es menor, en relación a la soltera. Resultados similares se han obtenido para Buenos Aires y para otros países latinoamericanos.

III.3.c. Condición de jefe del hogar

El signo de esta variable resulta positivo, lo que indicaría que el hecho de que la mujer sea jefa del hogar aumenta su probabilidad de participar en la fuerza laboral, pero el coeficiente no es significativo.

Un resultado similar se registra para el estudio de Buenos Aires, donde se comenta que su no significatividad puede deberse a la correlación con otras variables incluidas como "proxy" de la necesidad de ingresos.

En la mayoría de los países latinoamericanos estudiados, el hecho de que la mujer sea jefa del hogar aumenta la probabilidad de su participación en la fuerza laboral.¹²

III.3.d. Propiedad de la casa/terreno

El signo del coeficiente relativo a esta variable da negativo, pero no resulta significativo. En cambio, en el estudio hecho para Buenos Aires, se observa también signo negativo, pero significativo, lo que se interpreta como que el hecho de que la familia sea propietaria de la casa/terreno, disminuye la probabilidad de que la mujer participe en la fuerza laboral.

III.3.e. Otros ingresos del hogar

Esta variable, y la comentada en el punto siguiente, se incluyen como

¹² PSACHAROPOULOS, George y TZANNATOS, Zafiris, *op. cit.*, pág. 186.

una "proxy" para reflejar la necesidad de ingresos. El coeficiente de esa variable es muy bajo, su signo es negativo y es significativo. El signo negativo es lo que uno esperaría, ya que a medida que son mayores los otros ingresos del hogar, es previsible que la probabilidad de que la mujer trabaje sea menor. En el estudio de Buenos Aires, no da significativo.

En algunos países latinoamericanos también da negativo y significativo (Venezuela - 1987; Colombia en varios años; Guatemala - 1989). En varios países, donde se ha tomado el total de ingresos del hogar, da un coeficiente igual a cero (México, Panamá, Perú, Uruguay), y en otros (Chile y Jamaica), el signo es positivo.

III.3.f. Otros perceptores de ingreso

La variable referida a otros perceptores de ingreso en el hogar presenta signo positivo y es significativa, aunque no resulta significativa en las dos ondas de 1991. En el estudio hecho para Buenos Aires, su signo es negativo y no da significativa.

Cabe señalar que en la mayoría de los estudios realizados para los países latinoamericanos, esta variable no se incluye, ya que al tomar la correspondiente a los ingresos del hogar, o los ingresos de los otros perceptores del hogar, prácticamente la cantidad de otros perceptores no haría falta. En el caso de Guatemala se incluye y el signo resultante es positivo, pero no significativo.

En los casos de Chile, Panamá, Perú y Uruguay, se considera la cantidad total de perceptores de ingresos en el hogar. El signo resultante en los cuatro países es positivo, y la variable es significativa. Los respectivos autores comentan, en general, que el signo positivo sería contrario a lo que uno esperaría. Sin embargo, para el caso de Panamá, Arends¹³ argumenta que puede ser que las familias pobres con muchos trabajadores, necesitan enviar a trabajar a las mujeres y los niños para poder subsistir. La misma autora, para el caso de Uruguay, comenta que puede suceder que en las familias con más recursos se tienden a dividir las tareas: los hombres salen a trabajar afuera, mientras las mujeres permanecen en el hogar, y en los hogares pobres, sucedería lo mismo que lo indicado para Panamá.

¹³ ARENDS. Mary, Female Labor Force Participation and Wages: A Case Study of Panama, en "Case Studies...", *op. cit.*, pág. 365.

III.3.g. Tamaño del hogar

El coeficiente de esta variable resulta con signo negativo y no significativo. Para el estudio de Buenos Aires, también es no significativa, pero el signo da positivo.

En la mayoría de los trabajos hechos para otros países latinoamericanos, esta variable no se incluye. En los casos en los que se la considera (Bolivia, Chile y Honduras), el signo también manifiesta ser negativo, y, salvo el caso de Honduras, no es significativa.

III.3.h. Cantidad de niños menores de 6 años en el hogar

En las ondas consideradas para el Gran Mendoza, el signo del coeficiente de esta variable en las especificaciones ensayadas, es negativo, pero no es significativo. En el mencionado estudio de Buenos Aires, es negativo y significativo, lo que implica que mientras mayor es la cantidad de niños pequeños en el hogar, menor es la probabilidad de que la mujer trabaje, porque se supone que tiene que atender a su cuidado.

En general, para los países latinoamericanos, el signo es negativo, pero la significatividad varía. Un factor que hay que tomar en cuenta es que del dato que indica la existencia de menores de 6 años en el hogar, no surge a quién pertenecen los niños; puede haber más de una mujer en el hogar para cuidar los niños. Además, a medida que se generalizan las guarderías y jardines de infantes, sobre todo en las familias que pueden afrontar ese gasto, es probable que la mujer salga a trabajar.

III.3.i. Educación

Según cómo se defina esta variable, varía el signo y la significatividad de los coeficientes. De las distintas definiciones ensayadas, en el trabajo completo consideramos las siguientes, tomando las variables en forma de "dummies":

1a. alternativa:

a) EPI (educación primaria incompleta): indica los que no completaron el nivel primario.

b) EPC (educación primaria completa): incluye los que completaron el nivel primario más los que aprobaron alguno(s) año(s) de nivel secundaria, pero no terminaron este ciclo.

c) ESC (educación secundaria completa): comprende los que completaron el nivel secundario más los que tienen aprobado algo de superior o universitario, pero sin finalizar este ciclo.

d) EUC (educación universitaria completa): indica los que completaron el nivel superior o universitario.

2a. alternativa:

EPI, EPC y EUC, se definen en la misma forma que en la primer alternativa, pero la educación secundaria se fragmenta así:

c1) ESECREG: incluye los que completaron el nivel secundario "regular" (esto es, sin especialización).

c2) ESECTEC: indica los que completaron el nivel secundario en escuelas técnicas.

c3) ESECCOM: comprende los que completaron el nivel secundario en escuelas comerciales.

c4) EUI: educación universitaria incompleta.

La idea de separar el nivel secundario por especialidad, es que puede ser distinta la probabilidad de participación, según la mujer haya egresado de un tipo de colegio u otro.

Con respecto a la educación primaria, tanto incompleta como completa, no resultan significativas en ninguna de las ondas consideradas; en cuanto al signo es positivo en junio 1991 y mayo 1992, pero es negativo en octubre 1991.

En cuanto al nivel secundario, en la 1a. alternativa, el coeficiente del nivel completo tiene signo positivo, pero no resulta significativo. Al incluir las especialidades separadamente, la técnica es significativa en mayo 1992, pero no en las otras dos ondas; la comercial es significativa sólo en octubre 1991.

El nivel universitario completo registra signo positivo y es muy significativo en todos los casos.

En el estudio hecho para Buenos Aires se adopta la segunda alternativa mencionada, pero pareciera que en cada especialidad se incorporan también los que egresaron de ella y no completaron el nivel universitario, dato éste del que no disponemos para Mendoza. Los tres niveles completos dan resultados positivos y todos significativos. De las especialidades, la más importante es la técnica. El nivel universitario es también el más significativo.

En la mayoría de los países latinoamericanos estudiados, la participación femenina en la fuerza laboral aumenta a medida que los años de instrucción se incrementan¹⁴. Sin embargo, los resultados de las regresiones "probit" difieren según los países: según el nivel alcanzado, los signos y la

¹⁴ PSACHAROPOULOS, George y TZANNATOS, Zafiris, *op. cit.*, pág. 185.

significatividad no son similares para todos. Por ejemplo, en el caso de Bolivia, el nivel secundario resulta con signo negativo y es no significativo; en Uruguay, resulta con signo negativo y no significativo el nivel primario, en tanto que algunas especialidades de secundario, si bien tienen signo positivo, no son significativas; en Chile, presentan signo positivo recién a partir de 12 años de escolaridad; en Venezuela, todos los niveles muestran signo positivo y son significativos, y resultados similares se presentan en Brasil, Colombia, Panamá y otros países.

III.4. Predicción de probabilidades de participación por característica

Usando los resultados del análisis "probit", hemos examinado por simulación el efecto que tendrían en la participación laboral femenina, cambios en ciertas características. Para ello, dejando constantes las otras características, se predicen las probabilidades de participación de cada una en particular, las cuales figuran en el cuadro n°4.

Por razones de espacio, no comentaremos los valores obtenidos, pero pueden interpretarse en forma similar a lo visto en el punto III.3.

IV. FUNCIONES DE INGRESO

Se estiman funciones de ingresos de tipo Mincer, en las que se incluyen como regresores: los años de escolaridad (S), la experiencia (EX), la experiencia al cuadrado (EX²) y el logaritmo natural de las horas trabajadas (LnH). Como variable dependiente se usa el logaritmo natural de los ingresos mensuales (LnY). Se estima una para hombres y otra para mujeres, para la onda de mayo 1992 de la EPH.

Para la experiencia, se toma la edad menos los años de escolaridad menos 6. La experiencia al cuadrado se incorpora para captar la forma cóncava del perfil de ingresos, o sea que, en general, los ingresos de un individuo van aumentando con la edad hasta un cierto punto en que comienzan a declinar.

La ecuación utilizada es:

$$\text{LnY} = b_0 + b_1 S + b_2 EX + b_3 EX^2 + b_4 \text{LnH} \quad (7)$$

Este tipo de función es la que más suele usarse para estimar los perfiles de ingresos, pero tiene sus limitaciones, ya que ignora otras variables que pueden influir en los ingresos, como ser: tipo de actividad, "status"

familiar, habilidades innatas, localización, etc.; y puede presentar sesgos en las variables incluidas, como por ejemplo al no tomar en cuenta la calidad de la educación, o la experiencia real adquirida en el trabajo (la potencial no considera el tiempo de desempleo), etc.

Luego se han estimado también las funciones incluyendo el sesgo por selección (λ), explicado supra en III.2.

IV.1. Resultados sin corrección por selección

En el cuadro n°5 se presentan los resultados de las regresiones realizadas para las mujeres ocupadas con ingresos y horas de trabajo declarados, para la onda de mayo 1992 de la EPH del Gran Mendoza, como así también la de los hombres ocupados con ingresos y horas de trabajo declarados, para la misma onda, a los efectos de utilizarlas luego en el análisis de discriminación. En todos los casos, los signos de los coeficientes son los esperados, y resultan significativos. Los coeficientes de determinación R^2 tienen la magnitud habitual en este tipo de regresiones.

Al incluir variables para distintas actividades, el hecho de ser asalariado o no, y la condición en el hogar, mejora el R^2 , pero la mayoría de esas variables no resultan significativas, y algunas son significativas en una onda, pero no lo son en otras.

IV.2. Resultados con corrección por selección

Para los ingresos femeninos se ha estimado nuevamente la función, incluyendo el sesgo por selección (los resultados aparecen en la última columna del cuadro n°5). A los efectos de incorporar λ , se han tomado los resultados del análisis "probit". El signo del coeficiente de λ resulta negativo y significativo. De acuerdo a lo expresado supra, el signo negativo implica que quienes no trabajan en el mercado exigirían un salario más alto para entrar a la fuerza laboral, o sea que las características que no observamos están aumentando el "salario de oferta", e incrementan la probabilidad de que no entren en el mercado de trabajo.

En el estudio de Buenos Aires, el coeficiente de λ resulta negativo, pero no significativo. En nuestro trabajo, en la onda de junio 1991, tampoco es significativo. La no significatividad se interpreta como que no hay evidencia de "self-selection", lo que implica que el grupo femenino como tal es más homogéneo que lo que se supone. En cuanto a otros países, en la mayoría de ellos no es significativo y, en los casos en que sí lo es, el signo es negativo.

Por otro lado, al hacer la corrección en la ecuación que incluye diversas actividades, la condición en el hogar y si es o no asalariada, el λ no resulta significativo.

V. DISCRIMINACION

De acuerdo a la teoría económica, si hay diferencia de pago entre lo que reciben las mujeres y lo que perciben los hombres en el mercado laboral, ello se debe a una interacción entre la oferta y la demanda, funciones que pueden ser distintas para hombres y mujeres. Es difícil aislar qué se debe a la demanda y qué a la oferta.

Dejando a un lado los argumentos teóricos y dadas las dificultades para precisar exactamente si hay o no discriminación y a qué se debe, en el terreno empírico se han propuesto dos enfoques: uno examina si hay un premio (o desventaja) fijo asociado con el sexo del trabajador, y el otro investiga si las características individuales de las mujeres que trabajan son remuneradas en forma distinta a las correspondientes características de los hombres. El primero equivale a un traslado de la función de ingresos, y el segundo, a una diferencia en la pendiente¹⁵. Vamos a optar por el segundo, ya que el primero supone igual educación y experiencia para ambos sexos.

Se aplica la técnica de Oaxaca¹⁶. Se estiman separadamente dos regresiones, para mujeres y para hombres respectivamente, y se comparan los resultados. En ambas se consideran las mismas variables, para poder comparar. La diferencia inicial se expresa así:

$$\ln Y_m - \ln Y_f = X_m b_m - X_f b_f \quad (8)$$

donde Y_m denota los ingresos masculinos, en tanto que Y_f corresponde a los femeninos; las X_i se refieren a las variables, y los b_i son los coeficientes estimados ($i = m$, para los hombres, y f , para las mujeres).

Con manipulaciones algebraicas se obtiene el "límite superior" de la descomposición de Oaxaca. Constituye un límite superior de la discriminación, porque pueden haber atributos que justifiquen diferencias entre sexos, que no sean observables. Pueden haber características que impidan el acceso de la mujer

¹⁵ Ibidem. pág. 153.

¹⁶ OAXACA, R., Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets, en "International Economic Review", Vol. 14, Nº 1 (1973), págs. 693/709, citado en la bibliografía consultada.

a la fuerza laboral, que aquí no se captan.

Hay dos formas de especificación que obedecen a un problema de números índices: difieren según qué sexo se tome como base. Ellas son:

$$\ln Y_m - \ln Y_f = b_m(X_m - X_f) + X_f(b_m - b_f) \quad (9)$$

$$\ln Y_m - \ln Y_f = b_f(X_m - X_f) + X_m(b_m - b_f) \quad (10)$$

En la (9) se evalúan los componentes de la descomposición de la discriminación, considerando el salario que las mujeres deberían recibir si fueran remuneradas como los hombres, y en la (10) es lo que los hombres deberían percibir si fueran remunerados como las mujeres. Generalmente se estiman ambas expresiones, pero tiene más sentido evaluar las diferencias a los valores de las medias de los hombres, ya que lo que se investiga es la potencial discriminación en contra de las mujeres.

El primer término del miembro derecho de las ecuaciones (9) y (10) es la diferencia en ingresos debida a la disparidad de dotaciones, mientras que el segundo término se refiere a desigualdades en la estructura de salarios. El primero puede interpretarse como "discriminación justificada", y el segundo sería "injustificada".¹⁷

Hay que reconocer que el método tiene limitaciones¹⁸:

- a) La omisión de variables y los errores de medición pueden causar efectos impredecibles.
- b) La descomposición de la brecha de salarios se basa en el hombre y la mujer "promedio". Todo el peso se pone en las características medias observadas, las que pueden tener una dispersión grande.
- c) Pueden haber sesgos econométricos de estimación.

La diferencia de ingresos entre hombres y mujeres, para el Gran Mendoza, correspondiente a la onda de mayo 1992, es de 51,6% a favor de los hombres. La descomposición de esa diferencia, según la técnica de Oaxaca, es:

¹⁷ Para entender la diferencia entre evaluar según la ecuación (9) o la (10), véase el gráfico presentado por PSACHAROPOULOS, George y TZANNATOS, Zafiris, *op. cit.*, págs. 156/157.

¹⁸ STELCNER, Morton, BARRY SMITH, J., BRESLAW, Jon A. y MONETTE, Georges. *Labor Force Behavior and Earnings of Brazilian Women and Men, 1980*, en "Case Studies...", *op. cit.*, pág. 71.

	<u>Discriminación sin corrección</u>	<u>Justificada por dotaciones</u>	<u>Injustificada</u>
Ecuac. 9	51,6 (100%)	15,6 (30%)	36,0 (70%)
Ecuac. 10	51,6 (100%)	14,1 (27%)	37,5 (73%)
	<u>Discriminación con corrección</u>	<u>Justificada por dotaciones</u>	<u>Injustificada</u>
Ecuac. 9	51,6 (100%)	45,2 (88%)	6,4 (12%)
Ecuac. 10	51,6 (100%)	48,1 (93%)	3,4 (7%)

Vamos a circunscribir nuestro comentario a los resultados de la ecuación 9. Si tomáramos los resultados sin corrección por sesgo de selectividad, si a las mujeres se les pagara como a los hombres, la diferencia atribuible a dotaciones (discriminación "justificada") y la correspondiente a estructura del mercado ("injustificada") son, en porcentajes, 30 y 70 respectivamente. En el estudio de Buenos Aires (1985), los correspondientes porcentajes son 22 y 78. Para el caso de Mendoza, en las ondas de 1991, la discriminación "injustificada" resulta mayor que en 1992.

Como para mayo 1992, el sesgo por selección para el Gran Mendoza es significativo, los coeficientes que corresponde considerar son los relativos a la regresión corregida. Observamos que, al introducir la corrección, la discriminación "injustificada" disminuye sustancialmente. Podemos ver que un 88% de la diferencial de ingresos queda explicada por la diferencia de dotaciones y sólo un 12% sería "injustificado". Si bien las mujeres que trabajan tienen en promedio más años de instrucción que los hombres, en experiencia los hombres aventajan a las mujeres y, en horas trabajadas los hombres registran en promedio 52.6% más que las mujeres. Fundamentalmente, las diferencias de horas trabajadas son las que justifican la diferencial de ingresos.

Debemos recordar que la muestra es urbana y restringida al Gran Mendoza, donde aproximadamente un 70% de las mujeres que trabajan están empleadas en la actividad de servicios (especialmente servicio doméstico e instrucción pública, rubros éstos que representan casi dos tercios de los "servicios"). En el caso de los ocupados en "servicios" exclusivamente, la discriminación "injustificada" (tomando la regresión corregida por sesgo) es más alta, alcanzando a un 27%.

Considerando las dos ondas de la EPH de 1991, y la de 1992, podemos señalar que la discriminación "injustificada" ha ido disminuyendo. En cuanto al estudio de Buenos Aires, no podemos comparar estrictamente el análisis de discriminación con el nuestro, ya que aquél data de 7 años atrás con respecto a

la fecha de la encuesta de nuestro trabajo, y, fundamentalmente, porque en aquel estudio el sesgo por selección no resulta significativo.

Si se compara a la Argentina (basándonos en los resultados obtenidos en el trabajo hecho para Buenos Aires) con otros países, el porcentaje "no justificado" es más alto en Honduras, Panamá, Guatemala, Costa Rica, Colombia, Venezuela, Bolivia y Perú; y más bajo en Ecuador y Uruguay. Es claro que estas comparaciones hay que tomarlas con cautela, ya que depende de lo que se tome como base para estimar las diferencias, de si resulta significativo o no el sesgo por selección, y de la fecha del estudio respectivo.¹⁹

VI. CONCLUSIONES

En líneas generales, podemos decir que la participación laboral de la mujer en el Gran Mendoza, depende fundamentalmente de su edad, de la condición de cónyuge, de la composición de la familia y de la educación, especialmente del nivel superior o universitario. Es probable que más mujeres entrarían a la fuerza laboral si mejoraran ciertas condiciones.

Si bien la técnica empleada para detectar si hay discriminación tiene limitaciones, podemos afirmar que, según lo que surge de su aplicación a los datos de la onda de mayo 1992 de la EPH del Gran Mendoza, un 88% de la diferencial de ingresos a favor de los hombres se explica por la diferencia de dotaciones, fundamentalmente por la discrepancia entre el promedio de las horas trabajadas masculinas y el correspondiente promedio femenino.

Esto no significa que no pueda haber discriminación por otros factores que no se captan con este análisis. Por ejemplo, puede ser que la mujer tenga más dificultad para acceder a cierto tipo de actividades o a ciertas jerarquías dentro de una determinada actividad. También puede suceder que haya discriminación en el trabajo rural, lo que no puede detectarse con los datos disponibles, como tampoco puede investigarse si hay más discriminación en el sector formal o en el informal.

Por lo tanto, si bien podemos decir que hay algo de discriminación en materia salarial en contra de la mujer en el Gran Mendoza, esa discriminación no es alta, de acuerdo a lo que surge de los datos de la EPH 1992, pero sería interesante realizar otro tipo de estudios para investigar si hay distinto tratamiento entre sexos en los lugares de trabajo, o en las posibilidades de acceder a determinadas actividades o jerarquías.

¹⁹ Véase la tabla presentada por PSACHAROPOULOS, George y TZANNATOS, Zafiris, *op. cit.*, pág. 203.

Cuadro N° 1

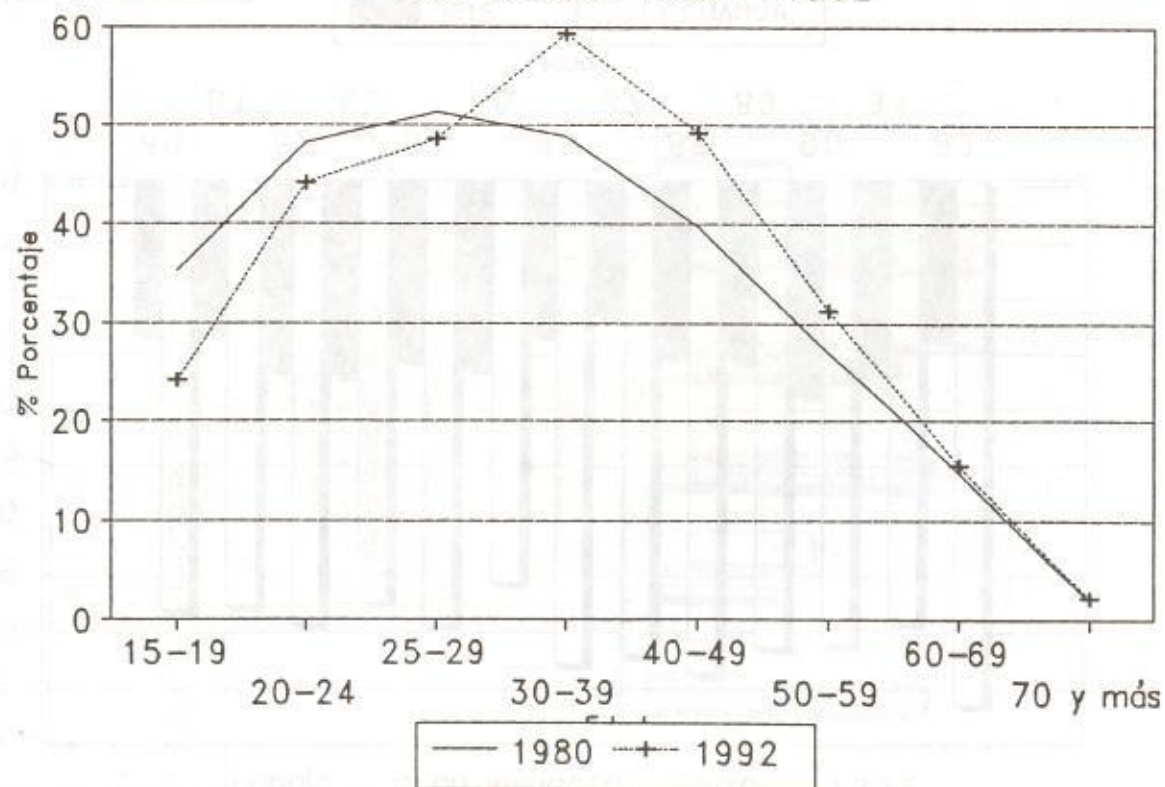
Tasa neta de población económicamente
activa por sexo
 Gran Mendoza
 1980 / 1992

Fecha	Tasa neta población econ. activa		
	Total	Hombres	Mujeres
Ab. 1980	56.2	79.9	36.3
Oct.1980	55.5	79.0	35.5
Ab. 1981	54.8	79.1	34.8
Oct.1981	53.2	74.3	35.4
Ab. 1982	55.6	78.3	36.6
Oct.1982	54.6	76.1	36.5
Ab. 1983	54.6	75.1	37.8
Oct.1983	53.7	73.7	37.2
Ab. 1984	53.6	74.0	36.5
Oct.1984	50.9	72.8	32.8
Ab. 1985	48.3	71.3	29.7
Oct.1985	49.4	72.3	30.2
Ab. 1986	50.7	73.3	30.9
Oct.1986	49.9	71.6	30.6
Ab. 1987	49.5	71.4	30.6
Oct.1987	50.8	73.4	31.6
May.1988	51.6	71.8	34.8
Oct.1988	49.8	70.4	32.2
Ab. 1989	51.0	73.2	32.8
Oct.1989	51.4	72.9	33.6
May.1990	48.6	68.0	33.2
Oct.1990	50.6	72.8	32.4
Jun.1991	53.8	73.6	37.4
May.1992	55.3	76.4	37.1

Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos
 de los tabulados de la EPH.

Gráfico Nº 1

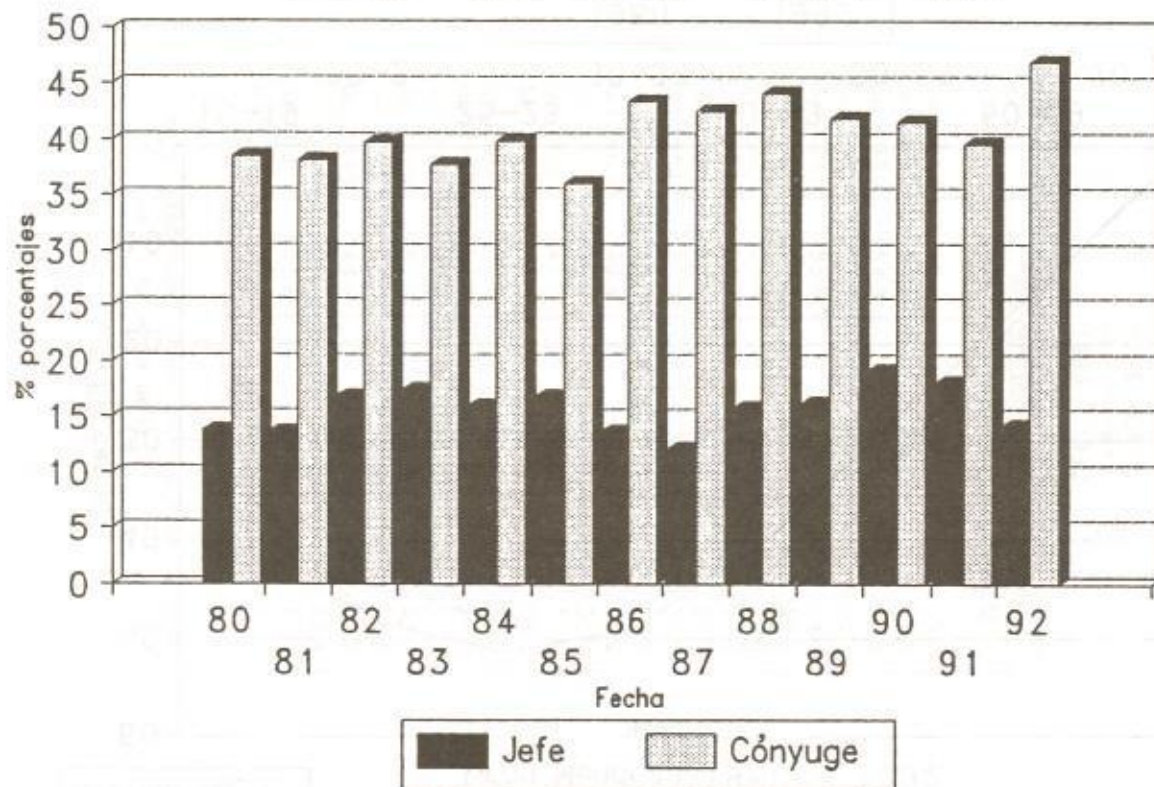
Tasas netas de PEA femenina.
Gran Mendoza 1980 - 1992



Fuente: Tabulados de la EPH.

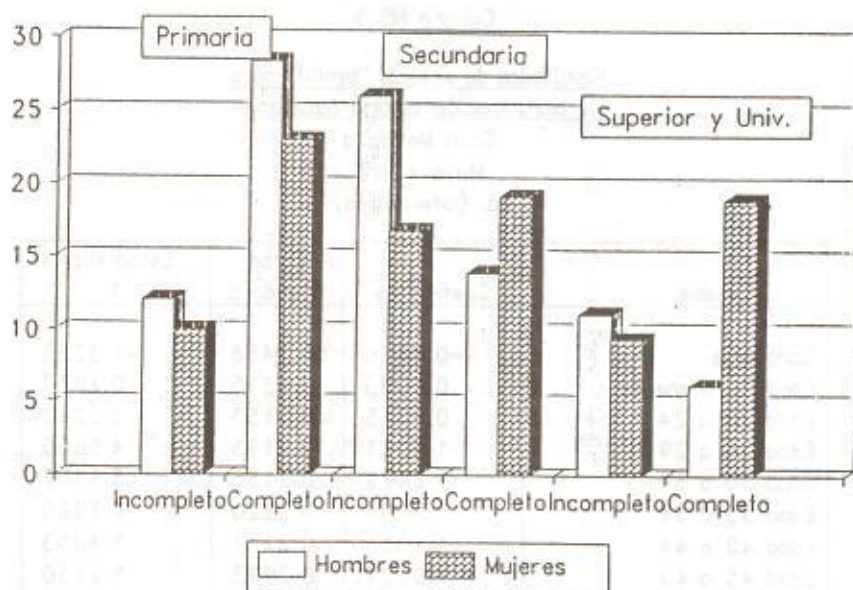
Gráfico Nº 2

Posición en el hogar de la mujer que trabaja - Gran Mendoza- 1980 / 1992



Fuente : Tabulados de la EPH.

Gráfico Nº 3

P.E.A. ocupada según instrucción
por sexo - Gran Mza - Mayo 1992

Cuadro Nº 2

Población asalariada ocupada por
principales ramas de actividad por sexo
 (en porcentajes)
 Gran Mendoza
 Mayo 1992

Actividad	Ambos sexos	Hombres	Mujeres
1. Industrias manufactureras	14.8	19.6	6.9
2. Comercio, restaurantes y hoteles	15.7	16.5	14.3
3. Servicios comunales, sociales y personales	42.9	26.6	70.2
4. Construcción	6.4	10.0	0.6
5. Otras y desconocidas	20.2	27.3	8.0

Fuente : Elaboración propia sobre la base de datos de los tabulados de la E.P.H.

Cuadro Nº 3

Resultados de análisis "probit" para
la participación laboral femenina

Gran Mendoza
Mayo 1992
1a. (alternativa)

Variable	Coefficiente	Error Standard	Estadístico T
Constante	-0.4576	0.3458	-1.3233
Edad 19 ó menos	0.1093	0.2215	0.4937
Edad 20 a 24	0.6515	0.2153	3.0262
Edad 25 a 29	1.0011	0.2195	4.5600
Edad 30 a 34	1.2179	0.2153	5.6567
Edad 35 a 39	1.5095	0.2220	6.7990
Edad 40 a 44	1.1554	0.2137	5.4053
Edad 45 a 49	1.0921	0.2093	5.2180
Edad 50 a 54	0.7180	0.2212	3.2455
Edad 55 a 59	0.4615	0.2360	1.9553
Casada	-0.6520	0.1176	-5.5458
Propietario casa/terr.	0.0722	0.1012	-0.7138
Otros Ingresos	-0.0003	7.E-05	-3.6498
Jefa	0.1401	0.1812	0.7735
Otros preceptores	0.1269	0.0527	2.4089
Tamaño hogar	-0.0233	0.0295	-0.7921
Cant. menores 6 años	-0.1024	0.0645	-1.5864
EPI (primaria Incompl.)	-0.1275	0.2881	-0.4426
EPC (primaria completa)	-0.1943	0.2743	-0.7083
ESC (secundaria compl.)	0.0387	0.2804	0.1379
EUC (univers. Compl.)	1.0239	0.3115	3.2871
Tamaño muestra: 1231			
"Log. verosimilitud": -704.63917			

Fuente : Elaboración propia sobre la base de datos de la EPH.

Cuadro N°4

Predicción de probabilidades de participación
femenina por características
 Gran Mendoza
 Mayo 1992

Características	Predicción de probabilidad
<u>Edad</u>	
19 ó menos	18,7
20 a 24	36,3
25 a 29	50,0
30 a 34	58,6
35 a 39	69,5
40 a 44	56,1
45 a 49	53,6
50 a 54	38,9
55 a 59	29,5
60 a 64	15,9
<u>Condición del cónyuge</u>	
Casada	30,1
No casada	55,2
<u>Propietario casa/terreno</u>	
Sí	40,9
No	43,7
<u>Condición de jefa</u>	
Sí	46,5
No	41,0
<u>Otros perceptores</u>	
0	33,6
1	38,4
2	43,3
3	48,4
<u>Tamaño hogar</u>	
1	44,8
2	43,9
3	43,0
4	42,1
5	41,1
6	40,2
<u>Cantidad menores de 6 años</u>	
0	43,4
1	39,4
2	35,5
3	31,8
4	28,2
<u>Educación</u>	
EPI (primaria incompl.)	36,9
EPC (primaria completa)	34,4
ESC (secund. completa)	43,3
EUC (univers. completa)	79,3

Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos de la EPH.

Cuadro Nº 5

Funciones de ingresos

Gran Mendoza

Mayo 1992

Variable	Hombres	Mujeres (sin corregir por selección)	Mujeres (corregidos por selección)
Constante	2.7282 (10.8187)	2.8096 (13.2712)	3.3042 (11.7611)
Años de instrucción	0.0758 (15.6287)	0.0681 (12.4450)	0.0557 (8.0088)
Experiencia	0.0516 (9.0646)	0.0319 (4.2173)	0.0251 (3.1719)
Experiencia al cuadr.	-0.0007 (-6.8211)	-0.0004 (-2.6184)	-0.0003 (-1.5973)
Log. horas	0.5112 (7.8719)	0.4886 (9.3924)	0.4747 (9.0131)
Lambda			-0.6426 (-3.2215)
R cuadrado	0.3644	0.3589	0.3724
R cuadrado ajustado	0.3612	0.3526	0.3651
Estad. F	113.5014	60.1859	50.9145
(Entre paréntesis aparecen los valores del estadístico t)			

Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos de la EPH.

BIBLIOGRAFIA

- Banco Interamericano de Desarrollo, Invertir en la mujer, Suplemento de EL BID, BID Extra, 1994 (12 págs.)
- Banco Interamericano de Desarrollo, Mujeres: gran ganancia en pequeña empresa, Suplemento de EL BID, BID Extra, 1994 (4 págs.)
- D.E.I.E. Estadísticas Sociales - Población económicamente activa - Crecimiento Intercensal 1980-1991 (D.E.I.E. E.S. 2/93, dic. 1993).
- GELBLUNG, Samuel. Faltan 475 años para que la mujer iguale al hombre, en "Ambito Financiero", Buenos Aires, 03-03-94.
- GELBLUNG, Samuel. Son mujeres las que más sufren las consecuencias de la desocupación, en "Ambito Financiero", Buenos Aires, 10-08-93.
- GELDSTEIN, Rosa N. y DELPINO, Nena. Mujeres como principal sostén económico del hogar, en "Boletín Informativo Techint", N° 277, enero-marzo 1994; págs. 51/80.
- HECKMAN, J. J.. Sample Selection Bias as a Specification Error, en "Econometrica". Vol. 47, N° 1 (1979), págs. 153/161.
- IEERAL. Characteristics and Operation of Labor Markets in Argentina (Fundación Mediterránea, febrero 1987), 64 págs.
- MONTOYA, Silvia. Implicancias distributivas del trabajo femenino, en "Estudios", oct.-dic. 1993, págs. 134/142.
- OAXACA, R.. Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets, en "International Economic Review", Vol. 14, N° 1 (1973), págs. 693/709.
- PSACHAROPOULOS, George y TZANNATOS, Zafiris (editores), Case Studies on Women's Employment and Pay in Latin America, (World Bank, Washington, 1992), 480 págs. Contiene 21 artículos.
- PSACHAROPOULOS, George y TZANNATOS, Zafiris, Women's Employment and Pay in Latin America - Overview and Methodology, World Bank, Regional and Sectoral Studies (Washington, 1992), 250 págs.
- RECCHINI de LATTES, Zulma y WAINERMAN, Catalina. Female Workers Undercounted - The Case of Latin American and Caribbean Censuses, Working Paper N° 12, The Population Council, Oficina Regional para Latinoamérica y el Caribe (México, junio 1982).
- RIVEROS, Luis A. y SANCHEZ, Carlos E., Argentina's Labor Markets in an Era of Adjustment, World Bank, Working Papers (Washington, March 1990), 48 págs.