

DETERMINANTES DE LA PARTICIPACION LABORAL EN BUENOS AIRES *

La oferta de trabajo es un agregado cuyas diversas componentes (la decisión de participar o no; la cantidad de tiempo ofrecido) suelen reaccionar, de modo no siempre homogéneo, a las modificaciones en salario, riqueza y otros parámetros de expectativa de los individuos. Como es de presumir, la posición en el ciclo de vida es uno de los principales elementos que contribuyen a explicar las diferencias de actitud ante un cambio paramétrico dado. Extremando los términos, pueden privilegiarse los elementos de "capital humano" —ampliamente definidos— como únicos determinantes de la posición de oferta laboral observada. En tal caso, suponiendo identificable la relación de oferta de un grupo poblacional, el análisis estático-comparativo permite inferir la reacción media ante cambios en alguna de las dimensiones que conforman el capital humano de la población considerada.

* El presente trabajo utiliza material elaborado para el proyecto sobre "determinantes de la participación laboral en Argentina", realizado por FIEL y cofinanciado por Fundación Rockefeller a través del programa ECIEL. La base de datos fue provista por el Instituto Nacional de Estadística y Censos, a través de sendos convenios FIEL-INDEC. El procesamiento contó con facilidades otorgadas por IBM Argentina. En diversas fases de la investigación colaboraron Teresa N. Doti y Carlos Korcarz.

Tabulaciones detalladas sobre participación laboral y variables relacionadas, se hallan disponibles en FIEL como Anexos I a III del documento de diciembre de 1980 "Oferta de mano de obra en Argentina".

Se intenta aquí la identificación de macrorrelaciones de oferta para los estratos en que se divide la población del área bajo estudio, que es la de la Capital Federal y el Gran Buenos Aires, aglutinante de poco menos del 39% de la población activa total de Argentina. Las estratificaciones más "finas" permiten el análisis a nivel de sexo, grupos de edad y de estado civil.

La oferta se mide en términos de participación laboral (pertenencia o no a la población económicamente activa) y de las horas ofrecidas (número de horas trabajadas), estimándose ambas relaciones, en cada estrato, en base a un conjunto similar de variables que incluyen el salario y la riqueza no laboral individual como determinantes fundamentales de la posición de oferta observada. La estimación procede en forma bietápica, reemplazándose el salario observado de cada individuo por un salario imputado a partir de variables instrumentales de capital humano (escolaridad y experiencia, fundamentalmente).

La fuente de datos utilizada es la Encuesta Permanente de Hogares (EPH) del INDEC, encuesta que abarca aproximadamente 1.5 por mil de la población total en el área. Se contó con la muestra completa para octubre de 1976, y con el 25% de la muestra de abril de 1980. En esta última onda se agregó un formulario adicional al cuestionario individual que utiliza INDEC desde 1970, intentando mejorar la medición de algunas variables del modelo.

En la primera parte se definen las variables involucradas, así como las características de la población bajo análisis. Se procede luego a estimar funciones de salario, que permitirán reemplazar e imputar los salarios a cada individuo contándose, de tal modo, con una estimación del costo de oportunidad de su tiempo fuera del mercado. Incidentalmente, ello permite, asimismo, disponer de estimaciones de las tasas de retorno a la educación y a la experiencia para los diferentes subgrupos poblacionales.

El análisis se centra luego exclusivamente en el aspecto participación laboral de la oferta de trabajo, estimándose funciones de participación bajo diferentes especificaciones, para cada estrato de la población. Finalmente se resumen las principales conclusiones que se extraen de los modelos estimados.

I. CARACTERISTICAS DE LA POBLACION

1. *Variables en el análisis*

El análisis de oferta realizado requiere la especificación de variables que permitan ubicar a cada individuo en un momento bien definido de su ciclo de vida, identificando el stock de capital humano y de riqueza monetaria alcanzado.

Las variables que básicamente determinan la posición en el ciclo de vida definen los estratos de análisis: edad, sexo y estado civil. La población resulta particionada en dos grupos de sexo y tres de edades: de 10 a 24 años, de 25 a 49 años, y de 50 y más años. Se conforman, asimismo, dos

grupos de estado civil: los individuos casados o en unión de hecho, esto es, con "cónyuge presente", y los solteros, separados, divorciados o viudos, que integran el grupo de "cónyuge ausente".

La división en estratos se basa en la presunción de niveles diferenciados de participación y horas trabajadas por cada grupo, así como también en una diferente reacción a los estímulos del mercado. Se adopta un bajo nivel de estratificación (12 grupos), de acuerdo con el relativamente reducido tamaño de las muestras.

Otras variables incorporadas a la estimación son las que siguen:

Edad: es la declarada por el individuo respondente. Toma valores enteros, de 0 a 99 (años). El valor 99 corresponde a 99 y más años.

Participación: 0: población económicamente inactiva (No Pea)

1: población económicamente activa (Pea)

Salario observado: es el salario horario neto de descuentos e impuestos en la fuente de quienes tienen ingresos como obrero y/o empleado, en base al ingreso laboral del mes anterior al de la encuesta y al número de horas trabajadas estimadas para ese mes.

Horas: es el total de horas trabajadas por cada individuo en la semana de referencia de la encuesta (entre normales y extras, en todas sus ocupaciones). Adopta valores enteros de 0 a 98 (horas). Las trabajadas en el mes se estiman teniendo en cuenta el número de días hábiles del mes de referencia.

Escolaridad: es una variable entera cuyos valores equivalen a años de instrucción. Se la puede interpretar de la siguiente manera:

0	:	Analfabetos y sin instrucción
1 a 6	:	Ciclo primario incompleto
7	:	Ciclo primario completo
8 a 11	:	Ciclo secundario incompleto
12	:	Ciclo secundario completo
13 y más	:	Ciclo terciario, completo o no

No se ha previsto límite superior, pues éste varía según la especialidad elegida dentro del nivel terciario.

Ingreso no laboral: es el monto de ingresos no laborales de la familia, asignado a cada uno de sus integrantes por su sola condición de miembro perteneciente al hogar. Admite dos especificaciones: KY1 surge como suma de los montos que cada uno de los miembros del hogar declara en concepto de: utilidades, beneficio, alquileres, rentas, intereses y dividendos; KY2 se obtiene adicionado a KY1 los ingresos por jubilación y pensión y otros ingresos, en concepto de indemnizaciones, premios y bonificaciones, seguros cobrados y toda otra clase de ingresos transitorios. No se tiene información sobre pagos de transferencia del hogar.

Número de hijos: es el número de hijos declarados por el jefe de cada hogar. En tal carácter, la variable presenta valores mayores o iguales que ce-

ro, asignados al jefe y a su cónyuge, y vale cero para el resto de los componentes.

Experiencia: se presentan dos especificaciones: Exp. 1 y Exp. 3. En Exp. 1, la experiencia laboral de los individuos se aproxima a través de la cantidad de años transcurridos a partir de su salida del sistema educativo formal. Esto es, se calcula la diferencia entre su edad (neta del período de pre-escolaridad promedio, tomado como de 5 años) y su escolaridad. Es una variable entera que puede asumir valores negativos (los años de escolaridad no necesariamente coinciden con años calendario) o nulos (los que se interpretan como inexperiencia laboral), o valores positivos, sin límite superior.

Una segunda especificación (Exp. 2) considera la experiencia declarada por los individuos en base a su edad actual, la que tenía al comenzar su primer empleo y los años/meses que dejó de trabajar hasta el momento de la encuesta. Exp. 3 se conforma con Exp. 2 (de estar definida tal variable) y con Exp. 1 (para aquellos casos en que Exp. 2 no esté definida, se imputa Exp. 1).

Origen: binaria con valor 0 si el individuo es nativo de Capital Federal y 2 en caso contrario.

Migrante: es migrante el no nativo residente en la Capital Federal y Gran Buenos Aires que llegó a la zona dentro de los cinco años anteriores a la fecha de realización de la encuesta. Asume dos valores:

- 0: No migrante
- 1: Migrante

Salud deficiente: toma valor 1 si el individuo declara algún problema de salud que dificulte su posibilidad de acceder a un empleo. Es cero en otro caso.

- Estudiante: 0: No es estudiante
- Toma valor 1 en otro caso

- Jubilado: 0: Si no lo es
- 1: En caso contrario

Area: para la encuesta de 1976 se dispuso, asimismo, del dato relativo a la zona de residencia, que permitió construir la "dummy" denominada Area, que presumiblemente capta las características discriminantes entre "villa de emergencia" (valor 1) y "no villa" (valor 0).

Se ensayaron también, como especificaciones alternativas de horas trabajadas en la onda de abril de 1980, las variables "horas habituales" y "horas deseadas". El cuestionario adicional a tal efecto —cf. anexo— permitió la incorporación de ambos aspectos que hacen al equilibrio o desequilibrio que representa el número de horas efectivamente trabajadas, respecto de su normalidad o "habitualidad" y respecto del deseo que el individuo manifiesta.

ta de trabajar un número diferente de horas.

Si bien estas especificaciones no mejoran los resultados del análisis de regresión, deben destacarse las diferencias que se presentan entre horas trabajadas y horas que se desea trabajar. El cuadro siguiente presenta las diferencias en las medias reportadas para ambos conceptos, a nivel de cada subgrupo poblacional, tomándose como distinta de cero una diferencia superior al 5%.

SIGNO DE LA DIFERENCIA ENTRE
HORAS DESEADAS Y HORAS TRABAJADAS

	CONYUGE PRESENTE			CONYUGE AUSENTE		
	10-24	25-49	50+	10-24	25-49	50+
VARONES	+	+	0	+	-	0
MUJERES	-	+	+	+	+	+

Fuente: FIEL, en base a EPH de INDEC

Cabe destacar que, a excepción de las mujeres casadas o en unión de hecho menores de 25 años, y de los varones solos en edades intermedias predomina, en ambos sexos, el deseo de trabajar un número de horas mayor al observado. El resultado es tanto más relevante como indicio de la presencia de desequilibrio cuanto que las horas "deseadas" están referidas a una "misma remuneración horaria" que las horas habituales.

Todas las funciones estimadas de oferta en horas tomaron como variable dependiente las horas trabajadas observadas, exclusivamente.

2. Características de las muestras

Las muestras de la población total de 10 y más años del área de Capital Federal y Gran Buenos Aires están constituidas por 9207 y 1697 individuos en las encuestas de 1976 y 1980 respectivamente. El porcentaje de 52,6% de mujeres en la población en 1980 (53,1% en 1976) es levemente superior al de 51,9% hallado por el Censo de Población de octubre de 1980. La diferencia responde fundamentalmente a los sesgos que introducen en la EPH las no respuestas totales o parciales (ya que la probabilidad relativa de encontrar en el hogar un hombre en el momento de la encuesta, y que por tanto se respondan todas las preguntas pertinentes, es menor que la frecuencia relativa de varones en la población).

Altas tasas de participación laboral se revelan para varones casados o en unión de hecho de hasta 50 años, en niveles similares a los registrados cuatro años antes para la muestra más amplia de la EPH. La población femenina presenta, en general, tasas de participación más elevadas en 1980 que en 1976, particularmente las solteras o solas menores de 35 años, y las casadas de 25 a 49 años.

La tasa media de participación de varones mayores de 10 años es, en 1980, de 69.9%, mientras que para las mujeres es de 30.5%. Ello implica tasas de participación, respecto de la población total, del orden de 56.3% entre los varones y 25.0% entre las mujeres, en ese área urbana. Estos niveles obtenidos a partir de la información muestral no pueden confrontarse con datos censales para el mismo año ya que el Censo Nacional de Población de 1980 no contempló preguntas relacionadas con la condición de actividad de los individuos.

El salario medio horario obtenido del proceso de imputación a toda la población es menor que el salario equivalente observado, lo cual no sólo revela la distinta distribución de atributos de capital humano en la muestra general y en la específica de asalariados, sino que también debe tenerse en cuenta que el promedio de salario imputado se obtiene aquí como antilogaritmo del promedio simple de los logaritmos de salario por hora, y en tanto la varianza salarial sea elevada, cabe esperar que

$$\exp \left(\frac{1 \sum \ln w_i}{\bar{n}} \right) < \frac{1 \sum \exp \ln w_i}{\bar{n}}$$

El ingreso no laboral se presenta en 10^{-4} pesos Ley 18.188 por mes. Así, el valor KYI para varones de 25 a 49 años con cónyuge presente es de \$ 307.500 mensuales para 1980, lo que equivale al 30.5% de los ingresos laborales del mismo grupo poblacional (\$ 4.583 por hora, por aproximadamente 220 horas mensuales declaradas, lo que da un ingreso laboral de algo más de un millón de pesos a la fecha de la encuesta). Es elevada la varianza de los ingresos no laborales, hecho que se refleja en coeficientes de variación que consistentemente superan al 50 por ciento.

El deficiente estado de salud se declara como afectando negativamente la probabilidad de participación con mayor intensidad entre la población de más de 50 años, como es de esperar. Sin embargo, también se declara su incidencia en un apreciable número de casos en la población de 25 a 49 años: 10.6% entre los varones solos, 14.7% entre las mujeres solas, y 11% entre las mujeres casadas o en unión de hecho.

La condición de migrante se encuentra particularmente entre los jóvenes casados o en unión de hecho. Así, 31.8% de los varones y 19.4% de las mujeres en la población menor de 25 años, no es nativa del área y llegó a ésta no hace más de cinco años.

En lo que hace a las características más específicas de la Pea ocupada, esto es del subgrupo de la población que es económicamente activo y ocupado, se observa que el promedio de horas semanales trabajadas resulta más elevado entre los casados o en unión de hecho que entre los solteros o solos, habiéndose ampliado la brecha observada en 1976 como consecuencia de aumentos en las horas trabajadas por los primeros y reducción para los últimos. Sin embargo, las diferencias más notables entre la Pea y la

población en general se sitúan en las variables salariales y en salud. Por una parte, el salario propio es consistentemente más elevado para la Pea que para la población total, revelando la mayor presencia en la primera de elementos de capital humano que contribuyen positivamente al precio de oferta del individuo. Por otra parte, y como es de esperar, el porcentaje de individuos que declaran que su estado de salud afecta negativamente sus probabilidades de empleo, resulta menor entre la Pea que en la población total. Son particularmente drásticas las reducciones en los porcentajes de salud deficiente de la población mayor de 50 años. Para las mujeres se observan asimismo mayores niveles de ingreso no laboral entre la Pea, en ambas especificaciones de la variable, KY1 y KY2.

II. ASALARIADOS E IMPUTACION DE SALARIOS

La muestra utilizada para estimar las funciones salariales es un subconjunto de la población activa total definido, tanto por una restricción de edad —la mínima edad que fija el Instituto Nacional de Estadística y Censos en su definición de la Pea (10 años)— como por otra restricción relativa a la naturaleza de los ingresos, ya que se excluyen de la muestra a los trabajadores por cuenta propia y a los empleadores. Se entiende que el ingreso observado de estos últimos no refleja exclusivamente el costo de oportunidad de su tiempo fuera del mercado.

La muestra queda así acotada al subconjunto de personas ocupadas con categoría ocupacional de obrero o empleado eliminándose, asimismo, los casos de no respuesta parcial. Los cuadros adjuntos proveen una síntesis de las características analizadas en la citada población.

El salario medio horario de los varones es superior al de las mujeres con la sola excepción del tramo más joven en 1980, y aún cuando los diferenciales salariales son relativamente menores entre grupos de edad para las mujeres, la dispersión intragrupo y total de la remuneración horaria femenina es sustancialmente mayor, particularmente entre mujeres jóvenes.

El nivel salarial medio de varones y mujeres en la encuesta de 1980 (5.054 pesos por hora) es ligeramente superior (9.5%) al que surge como promedio de remuneración horaria para la misma área de Capital Federal y Gran Buenos Aires de la encuesta sobre remuneraciones (ESR) de FIEL, para el mes de mayo de 1980. Debe señalarse que esta última encuesta tiene como universo de referencia a los peones, operarios no calificados, oficiales, empleados administrativos iniciales y empleados administrativos principales de industrias manufactureras, y excluye explícitamente las categorías más jerarquizadas —y, por lo tanto, mejor remuneradas— del personal bajo relación de dependencia. En consecuencia, puede admitirse que el nivel salarial medio que surge de la Encuesta Permanente de Hogares (EPH), siendo levemente mayor que el salario medio industrial aproxima aceptablemente las remuneraciones horarias de la población bajo análisis. Como es de esperar, sin embargo, la varianza es mayor en la EPH que en la

Cuadro N° I

CARACTERISTICAS DE LA POBLACION ASALARIADA

Varones

Tramo de edad	Variable onda	Tamaño de la muestra	Salario Observado	Escolaridad	Experiencia (Exp. 1)	Experiencia (Exp. 3)
Todas las edades	1976	2047	122.2 (70.4)	7.3 (54.5)	24.2 (61.0)	ND
	1980	409	5176 (87.1)	8.5 (44.3)	22.6 (65.9)	20.3 (70.4)
10 a 24	1976	433	84.8 (51.0)	7.5 (41.1)	7.2 (51.6)	ND
	1980	112	3264 (48.4)	8.6 (33.2)	5.4 (54.2)	4.6 (74.5)
25 a 49	1976	1221	131.9 (62.0)	7.4 (54.8)	23.9 (36.2)	ND
	1980	209	5927 (88.1)	8.9 (45.7)	22.3 (39.7)	20.5 (43.2)
50 y más	1976	393	133.4 (66.2)	6.8 (62.6)	43.9 (14.7)	ND
	1980	88	5827 (76.8)	7.2 (51.0)	44.0 (14.1)	39.9 (18.3)

Fuente: FIEL, en base a EPH de INDEC.

Observaciones:

— El salario está medido en pesos por hora, mientras que escolaridad y experiencia lo están en años.

— Cada celda consigna valor medio y, entre paréntesis, coeficiente de variación. ND: variable no disponible en esa onda.

ESR dada la mayor homogeneidad de la población que, en principio, incluye la segunda de las muestras.

No se dispone de información comparativa de los ingresos laborales de la EPH de 1976, debido a que la ESR de FIEL se inició en febrero de 1980.

De ambos cuadros adjuntos se desprende el mayor nivel medio de escolaridad de las mujeres en 1980, consistentemente con lo observado para

la misma área cuatro años antes. Tanto para los varones como para las mujeres, sin embargo, el promedio de años de escolaridad aprobados resultó en 1980 aproximadamente un año mayor que el registrado en 1976. Probablemente incida en esta variación la eliminación del estrato "villa" que en la primera encuesta tenía un peso sobreproporcional (18% de la muestra respecto de 2.7% de la población).

La experiencia media de los varones desciende levemente entre 1976 y 1980 llegando, en esta última fecha, a 22.6 años si se la mide como Exp. 1 o a 20.3 años según Exp. 3. Dado que Exp. 2 sólo puede computarse para aquellos individuos que trabajan o han trabajado alguna vez se prefirió, para la imputación de salarios, la versión Exp. 3 que permite generar el dato de experiencia aún para los no participantes. A efectos de facilitar la comparación con los datos disponibles en 1976, también se utilizó como alternativa Exp. 1.

Las diferencias entre la experiencia declarada y la imputada son más notables entre los jóvenes y las mujeres. Es de suponer, asimismo, que más allá de la discrepancia entre los niveles medios de Exp. 1 y Exp. 3 pueden presentarse apreciables cambios en la distribución de la variable, tal como lo sugiere la divergencia entre sus coeficientes de variación.

La etapa de imputación de salarios, previa al análisis de oferta de trabajo responde, fundamentalmente, a los aspectos vinculados con las características del modelo a estimar.

Por una parte, se supone que las decisiones de oferta individual se forman en el contexto familiar, a partir de la existencia de algún preorden de preferencias de la familia, definido sobre el espacio de bienes que puede consumir y el ocio de sus componentes. La optimización condicionada da lugar, como forma reducida, a las ecuaciones de oferta de trabajo de cada uno de los miembros del hogar.

La inclusión de los salarios de cada integrante del hogar en las funciones de oferta individual —que se determina simultáneamente— introduce multicolinealidad, que se procura salvar a través de la generación de los salarios de cada miembro, estimándolos mediante variables instrumentales. El proceso de estimación de la oferta individual se torna así bietápico, constituyendo la estimación de funciones salariales la primera etapa del mismo.

Por otra parte, la generación de salarios a partir de variables instrumentales de capital humano permite contar con una estimación del costo de oportunidad del ocio (o tiempo fuera-del-mercado) de aquellos individuos no participantes o no ocupados. Ello, sin embargo, introduce generalmente sesgos de selección tanto más relevantes cuanto mayores las diferencias en la distribución de las características de la población total, respecto de las de proporción de asalariados o empleados que sustentan la estimación. Indica-tivamente cabe señalar que para 1976 la imputación de salarios procede a partir del 31.6% de la población, elevándose ese porcentaje para la onda de 1980 a 35.4%, representando al 50.9% de los varones y 21.5% de las mujeres.

Cuadro N° II

CARACTERISTICAS DE LA POBLACION ASALARIADA

Mujeres

Tramo de edad	Variable onda	Tamaño de la muestra	Salario Observado	Escolaridad	Experiencia (Exp. 1)	Experiencia (Exp. 3)
Todas las edades	1976	858	100.2 (88.2)	8.3 (45.4)	19.4 (69.8)	ND
	1980	192	4797 (100.2)	9.5 (43.9)	17.9 (76.3)	13.0 (92.7)
10 a 24	1976	290	78.8 (63.3)	8.7 (37.3)	6.4 (53.1)	ND
	1980	72	3957 (124.7)	9.8 (34.0)	5.8 (60.5)	3.4 (81.1)
25 a 49	1976	467	114.2 (110.2)	8.5 (49.9)	22.2 (42.1)	ND
	1980	99	5330 (90.7)	9.7 (46.5)	21.3 (42.3)	15.3 (56.6)
50 y más	1976	101	97.2 (71.7)	6.2 (53.5)	43.9 (15.1)	ND
	1980	21	5169 (78.1)	7.2 (59.5)	43.5 (19.3)	34.4 (34.5)

Fuente: FIEL, en base a EPH de INDEC.

Observaciones:

— El salario está medido en pesos por hora, mientras que escolaridad y experiencia lo están en años.

— Cada celda consigna valor medio y, entre paréntesis, coeficiente de variación. ND: variable no disponible en esa onda.

Las ecuaciones estimadas asumen la forma semilogarítmica:

$$\ln w_i = a + b S + c X + d X^2 + e,$$

con w_i : salario del i -ésimo miembro familiar;

S: años de escolaridad aprobados,

X: experiencia

Cuadro N° III
AJUSTES PARA IMPUTACION DE SALARIOS

Varones

Tramos de edad	Onda	Constante	Escolaridad	(Exp. 1)	(Exp. 1) ²	(Exp. 3)	(Exp. 3) ²	Origen	R ² (R ² Corr.)	Valor de "F"
Todas las edades	1980	6.82694 (62.25)	0.10037 (12.83)	0.05110 (7.50)	-0.00072 (-5.58)	—	—	—	.339 (.334)	69.2
		7.03043 (72.29)	0.09212 (12.19)	—	—	0.04517 (7.01)	-0.00068 (-5.09)	—	.323 (.318)	64.4
10 a 24	1976	2.85890 (25.23)	0.11880 (14.64)	0.08042 (4.15)	-0.00022 (-0.19)	—	—	—	.344 (.340)	75.1
	1980	6.86213 (31.30)	0.08475 (5.12)	0.05693 (1.43)	0.00056 (0.21)	—	—	—	.228 (.206)	10.6
		7.21625 (44.63)	0.05436 (3.83)	—	—	0.08994 (2.61)	-0.00341 (-1.28)	—	.199 (.177)	9.0
25 a 49	1976	4.07719 (38.14)	0.05936 (14.04)	0.00716 (0.93)	0.00004 (0.25)	—	—	0.14644 (4.37)	.227 (.224)	89.1
	1980	6.93128 (20.44)	0.10417 (7.97)	0.04097 (1.62)	-0.00060 (-1.13)	—	—	—	.265 (.254)	24.6
		7.39851 (29.05)	0.09303 (8.21)	—	—	0.00955 (0.44)	0.00001 (0.01)	—	.255 (.244)	23.4
50 y más	1976	5.48997 (6.21)	0.05269 (6.21)	-0.04646 (-1.29)	0.00045 (1.19)	—	—	0.15900 (2.55)	.259 (.251)	33.9
	1980	9.92257 (4.64)	0.07801 (3.65)	-0.06370 (-0.73)	0.00038 (0.41)	—	—	—	.414 (.393)	19.8
		7.39713 (7.24)	0.10300 (6.60)	—	—	0.03261 (0.65)	-0.00061 (-1.00)	—	.412 (.391)	19.7

Observación: Entre paréntesis, debajo del valor del coeficiente, se consigna el estadístico "t".

y se supone que la variable e satisface las condiciones de Gauss-Markov para la estimación por mínimos cuadrados ordinarios.

La significación conjunta de todas las variables —medida a través del estadístico F — es elevada en todos los ajustes. La proporción explicada de la varianza es sistemáticamente mayor en los grupos extremos de edad, en particular para la población a partir de los 50 años de edad.

Teniendo en cuenta que $\delta \ln w / \delta X = c + 2dX$, con $X_1 = \text{Exp. 1}$ y con $X_3 = \text{Exp. 3}$, se tienen en el cuadro adjunto, estimadas para ambas muestras de 1976 y 1980, las “tasas de retorno a la experiencia”, a partir de las correspondientes regresiones.

TASAS DE RETORNO A LA EXPERIENCIA

		Todas las edades	10 a 24	25 a 49	50 y más
Varones	1976 (X_1)	ND	0.0772	(+)	-0.0069
	1980 (X_1) (X_3)	0.0186	0.0629	0.0142	(-)
		0.0175	0.0586	(+)	(-)
Mujeres	1976 (X_1)	ND	0.0486	(+)	(-)
	1980 (X_1) (X_3)	0.0181	(+)	0.0125	-0.0609
		0.0183	(-)	0.0086	(+)

Notas: (+ / -) coeficientes no significativos; sólo se da el signo de la derivada.

ND: no disponible, pues no se estimó la relación en 1976.

Para elevados niveles de experiencia, que coinciden con el tramo de edad más avanzada, declinan las tasas de retorno. El signo negativo en mujeres jóvenes (con Exp. 3) no es, en principio, el esperado; es probable que ello refleje el hecho de que mayores niveles de experiencia se asocian con una entrada más temprana a la Pea, y menores niveles de escolaridad. Si el entrenamiento en el puesto (on-the-job training) provee retornos más bajos con menores niveles de escolaridad, podrían explicarse entonces las bajas “tasas de retorno” observadas (las dificultades de interpretación surgen de un incompleto control en la regresión de los diferenciales en escolaridad). Obsérvese, por otra parte, que con Exp. 1 la tasa se vuelve positiva para ese grupo (adoptando el valor 0.00247), lo que es compatible con la interpretación anterior, ya que —en principio— Exp. 3 aproxima mejor la experiencia.

A partir de las ecuaciones de regresión para todas las edades puede asimismo determinarse el nivel de experiencia para el cual la función salarial alcanza máximo. En efecto, teniendo en cuenta que $\delta \ln w / \delta X = c + 2 d X = 0$ en un punto estacionario, resulta que a partir de un nivel de experiencia (Exp. 3) de 33 años en los varones y 37 años en las mujeres, cae el salario de oportunidad. La estimación de estos niveles se eleva si se adopta la especificación Exp. 1 de experiencia, pasando a 35 años para los varones y 46 para las mujeres.

Resulta aceptable, por otra parte, la significación de los coeficientes b de escolaridad. Estos últimos pueden interpretarse como reflejando, en alguna medida, las tasas de retorno a la escolaridad, ya que $b = \delta \ln w / \delta S$, o tasa porcentual de cambio en los ingresos laborales ante un año adicional de escolaridad, todo lo demás constante.

Las mencionadas tasas de retorno son algo más elevadas para los varones que para las mujeres. Tomando la segunda especificación de X (X_3) como referencia se tiene, \underline{b} (varones) = 9.2%, mientras que \underline{b} (mujeres) = 8.6% anual.

TASAS DE RETORNO A LA ESCOLARIDAD

		Todas las edades	10 a 24	25 a 49	50 y más
Varones	1976 (X_1)	ND	0.1188	0.0594	0.0527
	1980 (X_1) (X_3)	0.1004	0.0848	0.1042	0.0780
		0.0921	0.0544	0.0930	0.1030
Mujeres	1976 (x_1)	ND	0.1056	0.0840	0.0936
	1980 (X_1) (X_3)	0.1011	0.1180	0.0845	(+)
		0.0862	0.1167	0.0662	0.1064

Notas: (+ / -) Coeficientes no significativos; sólo se da el signo de la derivada.

ND: no disponible, pues no se estimó la relación en 1976.

Por grupos de edad, sin embargo, se presentan fuertes disparidades, ya que entre los más jóvenes las mujeres revelan una tasa de retorno sustancialmente mayor: 11.7% respecto de 5.4% para los varones. A los efectos de tomar en cuenta los diferentes niveles medios de escolaridad en cada grupo, se calcularon en el cuadro siguiente la elasticidades del salario respecto de la escolaridad.

Cuadro N° IV
AJUSTES PARA IMPUTACION DE SALARIOS

Mujeres

Tramos de edad	Onda	Constante	Escolaridad	(Exp. 1)	(Exp. 1) ²	(Exp. 3)	(Exp. 3) ²	Origen	R ² (R ² Corr.)	Valor de "F"
Todas las edades	1980	6.88558 (43.73)	0.10111 (9.42)	0.03059 (3.31)	-0.00035 (-1.91)	—	—	—	.329 (.318)	30.72
		7.15127 (57.65)	0.08622 (8.69)	—	—	0.02819 (3.05)	-0.00038 (-1.77)	—	.314 (.303)	28.7
10 a 24	1976	2.88427 (17.03)	0.10558 (9.56)	0.06397 (2.35)	-0.00120 (-0.71)	—	—	0.22454 (3.77)	.333 (.324)	35.6
		6.87586 (19.41)	0.11804 (4.76)	-0.00983 (-0.17)	0.00106 (0.27)	—	—	—	.366 (.341)	13.1
	1980	6.92446 (31.16)	0.11674 (6.14)	—	—	-0.03877 (-0.56)	0.00455 (0.62)	—	.369 (.341)	13.2
		3.49926 (19.82)	0.08397 (11.30)	0.01387 (1.09)	-0.00009 (-0.35)	—	—	0.20673 (3.59)	.321 (.315)	34.6
25 a 49	1980	6.95687 (16.76)	0.08453 (5.00)	0.04573 (1.62)	-0.00078 (-1.29)	—	—	—	.245 (.221)	10.3
		7.41588 (33.27)	0.06620 (4.91)	—	—	0.03640 (1.60)	-0.00091 (-1.44)	—	.239 (.215)	9.9
	1976	4.26782 (1.77)	0.09362 (3.76)	-0.01153 (-0.12)	-0.00000 (-0.00)	—	—	—	.263 (.240)	11.5
50 y más	1980	16.61602 (5.52)	0.00798 (0.20)	-0.33410 (-2.90)	0.00314 (2.72)	—	—	—	.681 (.624)	12.1
		7.16404 (13.55)	0.10640 (3.85)	—	—	0.02208 (0.72)	-0.00029 (-0.64)	—	.514 (.428)	6.0

Observación: Entre paréntesis, debajo del valor del coeficiente, se consigna el estadístico "t".

ELASTICIDAD SALARIO-ESCOLARIDAD

	Total	10 a 24 años	25 a 49 años	50 y más años
Varones	0.783	0.467	0.828	0.742
Mujeres	0.819	1.144	0.642	0.766

La respuesta salarial a la escolaridad es, por tanto, más intensa en promedio para las mujeres que para los varones y es particularmente fuerte la reacción en el tramo de 10 a 24 años, donde un 10% de incremento en el nivel medio de escolaridad implica 11.4% de incremento en el precio de oferta de la mano de obra.

Finalmente, cabe observar tasas de retorno levemente mayores en 1980 respecto de cuatro años antes. A ello puede haber contribuido la mayor libertad en que se desenvolvía el mercado de trabajo en ese último año, y la ausencia de presiones salariales sobre las categorías mínimas de remuneración que hasta 1976 presumiblemente afectaron la estructura de salarios relativos.

Asimismo, cabe observar que los niveles de las tasas de retorno no difieren significativamente de los hallados en otros estudios ¹, siendo probable alguna sobreestimación de las tasas en virtud de los sesgos de selección que pueden estar presentes en la muestra (si se espera una mayor tasa de no respuesta para los individuos de menor nivel de escolaridad relativa, para quienes la tasa de retorno es sustancialmente menor).

¹ Hugo A. Hopenhayn obtuvo tasas similares utilizando muestras de la ESR de FIEL y modelos alternativos. Cf. *Ocupaciones e ingresos en el mercado de trabajo de la Capital Federal y Gran Buenos Aires*. D.T. N° 6. vol. III. p. 260 ss., Buenos Aires, 1982.

III. DETERMINANTES DE LA PARTICIPACION LABORAL

Teniendo en cuenta el costo de oportunidad del tiempo-fuera-del-mercado, a partir de las funciones de imputación de salarios, cada individuo decide participar o no en el mercado de trabajo, fundamentalmente en término de dichos costos y de su posición en el ciclo de vida. El objetivo del presente capítulo es el de precisar los elementos que inciden sobre la participación laboral, asumiendo prima facie que la probabilidad de participar está representada para cada individuo por una relación funcional de la forma:

$$P = a + bA + c1nw + d1nw_c + eKY + fZ + \epsilon.$$

con P:

A: edad

w: salario propio

w_c: salario del cónyuge (si corresponde)

KY: ingreso no laboral

z: variables de control

y ϵ : satisface las condiciones para la estimación mínimo-cuadrática.

Se discuten a continuación los resultados del análisis de participación realizada para cada grupo poblacional, según sexo, edad y estado civil.

No se corrieron regresiones para la muestra de 1980 del grupo de varones casados o en unión de hecho menores de 25 años, ya que la tasa de participación registrada fue de 100% (la tasa fue de 98% en la muestra más amplia utilizada para 1976). Los cuadros V y VI presentan los resultados para los restantes grupos de varones.

Como es usual, el grupo "prime age" de 25 a 49 años casados o en unión de hecho, y el de menores de 25 años también casados, presentan los ajustes más pobres, explicándose algo menos del 6% de la varianza total. Para los restantes grupos, mientras tanto, se logran ajustes que explican proporciones superiores al 48% de la varianza.

El cuadro adjunto de información cualitativa (esto es, sobre el signo de los coeficientes en la estimación) no revela discrepancias de magnitud entre las estimaciones con datos de 1976 y de 1980, salvo en el caso del ingreso no laboral para el grupo de solteros y solos ("cónyuge ausente"). El signo se invierte sistemáticamente para KY₁, pasando de negativo en 1976 a positivo cuatro años después. Los modelos estimados no son, sin embargo, idénticos ya que se incluye en la primera muestra la variable "área", ausente de la muestra de 1980, perdiéndose así una variable que casi siempre asume valor positivo, captando elementos socioeconómicos que ofertan, en ese sentido, la participación laboral (la probabilidad de participar se encuentra, a nivel estadístico, asociada positivamente con la pertenencia del estrato de "villa de emergencia")¹.

¹ En la medida que ingreso no laboral y área se hallen fuerte y negativamente relacionadas, el efecto parcial de KY sobre la participación no aparece claramente en ausencia de la variable "área".

Cuadro N° V

PARTICIPACION DE VARONES, CONYUGE AUSENTE

Variable	10 a 24 años			25 a 49 años			50 y más años		
	1976	1980		1976	1980		1976	1980	
	W (X ₁)	W (X ₂)	W (X ₃)	W (X ₁)	W (X ₂)	W (X ₃)	W (X ₁)	W (X ₂)	W (X ₃)
Constante	1.0596 (4.035)	12.0784 (4.39)	3.1232 (1.88)	0.51663 (1.342)	2.0225 (2.19)	2.0318 (2.15)	1.0911 (1.811)	1.7353 (1.25)	2.6419 (2.53)
	0.1551 (14.694)	0.2086 (6.57)	0.0899 (6.84)	-0.0024 (-1.28)	-0.0025 (-0.57)	-0.0033 (-0.73)	-0.0278 (-10.531)	-0.0261 (-4.91)	-0.0277 (-5.45)
Salario Propio	-0.7938 (-7.565)	-1.9759 (-4.70)	-0.5663 (-2.41)	0.1022 (1.257)	-0.1307 (-1.24)	-0.1285 (-1.22)	0.2590 (2.061)	0.0647 (0.44)	-0.0341 (0.31)
Salario Cónyuge	—	—	—	—	—	—	—	—	—
No Lab.: KY ₁	-0.0000 (-1.375)	0.0067 (6.99)	0.0075 (7.22)	-0.0000 (-2.069)	0.0031 (1.75)	0.0031 (1.74)	-0.0000 (-3.174)	0.0028 (0.99)	0.0030 (1.07)
Deficiente	—	—	-0.0261 (-0.13)	—	-0.6976 (-6.05)	-0.7108 (-6.18)	—	-0.2347 (2.07)	-0.2551 (-2.29)
Heranos de Hijos	—	—	—	—	—	—	0.0380 (1.28)	—	—
Constante	0.0046 (-)	—	0.1182 (1.27)	-0.0032 (-)	—	—	-0.1096 (-1.29)	—	—
	0.1506 (5.926)	—	—	0.0681 (1.402)	—	—	—	—	—
Observaciones	1272	251	229	282	49	49	209	49	49
Corregido	0.4480	0.575	0.548	0.0070	0.511	0.510	0.4072	0.566	0.565
	207.2764	113.94	56.19	1.3941	13.52	13.49	24.8142	16.65	16.59

Debajo de cada coeficiente se consigna el valor del estadístico t, y un guión a niveles de significación inferiores en las corridas de 1976

Cuadro N° VI

PARTICIPACION DE VARONES, CONYUGE PRESENTE

Variable	10 a 24 años			25 a 49 años			50 y más años		
	1976	1980		1976	1980		1976	1980	
	W (X ₁)	W (X ₁)	W (X ₃)	W (X ₁)	W (X ₁)	W (X ₃)	W (X ₁)	W (X ₁)	W (X ₃)
Constante	0.1227 (-)	—	—	0.8976 (12.065)	1.0360 (4.33)	1.0131 (4.09)	1.6173 (6.395)	2.358 (3.09)	2.358 (3.09)
Edad	0.0072 (-)	—	—	-0.0012 (-2.525)	-0.0012 (-0.91)	-0.0014 (1.07)	-0.0340 (-21.280)	-0.0346 (-9.78)	-0.0346 (-9.78)
Ln. Salario Propio	0.1404 (1.28)	—	—	0.0295 (1.866)	0.0252 (0.93)	0.0230 (0.83)	0.2278 (4.911)	-0.0198 (-0.29)	-0.0198 (-0.29)
Ln. Salario Cónyuge	0.0188 (2.140)	—	—	-0.0019 (-)	-0.0214 (-0.70)	-0.0189 (-0.63)	—	-0.0786 (0.82)	-0.0786 (0.82)
Ing. no Lab.: KY ₁	—	—	—	-0.0000 (-1.986)	-0.0013 (-2.46)	-0.0011 (-2.07)	-0.0000 (-7.732)	-0.0015 (-1.11)	-0.0015 (-1.11)
Salud Deficiente	—	—	—	—	-0.0805 (-2.53)	—	—	-0.2969 (-5.32)	-0.2969 (-5.32)
Números de Hijos	—	—	—	-0.0003 (-)	—	0.0105 (1.78)	0.0302 (3.060)	—	—
Migrante	-0.0331 (-)	—	—	-0.0097 (-1.162)	—	—	—	—	—
Area	—	—	—	0.0170 (1.970)	—	—	—	—	—
N° de Observaciones	140	—	—	1.475	257	257	942	208	208
R ² corregido	0.0707	—	—	0.0072	0.048	0.056	0.4774	0.486	0.486
F	3.6436	—	—	2.5234	3.58	3.52	215.9052	40.11	40.11

Nota: Debajo de cada coeficiente se consigna el valor del estadístico t, y un guión a niveles de significación inferior al 85% en las corridas de 1976.

PARTICIPACION DE VARONES

INFORMACION CUALITATIVA

	Cónyuge Ausente			Cónyuge Presente		
	10-24	25-49	50+	10-24	25-49	50+
Salario Propio	-	+/-	+ /(-)	+	+	+ /(-)
Salario Cónyuge	(No)	(No)	(No)	+	(-)	+
KY ₁	-/+	-/+	-/+	(No)	-	-
Edad	+	-	-	(No)	-	-
Salud Deficiente	(-)	-	-	(No)	-	-
Migrante	+	(No)	(No)	(-)	(-) / (+)	(+)
Número de Hijos	(No)	(No)	+	(No)	+	+
Area	+	+	(-)	(No)	+	-
Tasa de Particip.	36.7 / 47.6	91.5 / 87.2	42.6 / 53.1	95.7 / 100.0	98.4 / 98.4	59.2 / 55.7
R ² (1980) corr.	0.548	0.510	0.565	0.071 (1976)	0.056	0.485

Notas: + : Signo positivo del coeficiente. significativamente diferente de cero al 90%.
 (+) : Signo positivo del coeficiente no significativamente diferente de cero al 90%.
 (No) : Variable no incluida en el análisis.

Son consistentes los signos hallados en las distintas estimaciones para las variables salariales: el salario propio se encuentra, en general, positivamente relacionado con la probabilidad de participar, con la clara excepción de los menores de 25 años solteros y solos, para quienes un mayor "salario" refleja aquí mayores niveles de educación y, por lo tanto, un alto costo de oportunidad del tiempo en el mercado, debido a las altas tasas de retorno a la educación que inducen a los jóvenes a mantenerse fuera del mercado. Este mismo comportamiento se repite entre las mujeres en el mismo tramo de edad.

Elevados niveles de elasticidad de la participación respecto del salario se revelan en ese subgrupo de jóvenes, oscilando los valores entre -1,2 y -2,2. Para la población masculina mayor de 25 años de edad, se reduce notablemente la elasticidad de la participación a las variaciones salariales, esperándose que para este subgrupo, la respuesta a tales variaciones se manifieste a través de cambios en las horas trabajadas, más que en la decisión de participación. Es, asimismo, muy baja la elasticidad de participación al salario propio de los casados y unidos, aun para los menores de 25 años que enfrentan la alternativa de estudiar o trabajar. Estimaciones con la muestra de 1976 indican que la elasticidad de jóvenes, con cónyuge presente, no supera el nivel de 0.1. Ello revela la fuerte incidencia de la variable "presencia de cónyuge" en la decisión de participación o no en el mercado de trabajo.

Las elasticidades cruzadas son también bajas, predominando el signo positivo, que indica complementariedad del tiempo de los esposos en los tramos de edad extremos (menos de 25 años, más de 50), y débil sustitución en el tramo intermedio. El pattern señalado de complementariedad y sustitución en sentido bruto, no se mantiene para las estimaciones de mujeres, siendo indefinido el resultado para el tramo de 25 a 49 años.

La edad contribuye, en el sentido esperado, a la participación laboral: positiva y fuertemente en el primer tramo etario; negativa y fuertemente en el último tramo de edad, y débilmente en edades intermedias.

El análisis de correlación indica, por otra parte, una positiva relación entre "migrante" y participación, lo que probablemente se vincula con diferencias en las normas de comportamiento respecto de los no migrantes, y también con la negativa relación entre migrante e ingreso no laboral. La correlación entre migrante y edad es, asimismo, negativa indicando, como es de esperar, que la migración se concentra en los tramos más jóvenes de la población (la proporción de migrantes es, en efecto, mayor en esos tramos).

La estructura de signos observada entre los varones se mantiene casi idéntica para las mujeres en las variables edad, salud deficiente, área y salario propio y, se invierte para número de hijos. En este último caso, es de destacar que la especificación "número de hijos" resultó la de mayor significación estadística respecto de las alternativas "presencia de hijos" ("dummy" 0/1) y "salario de los hijos" (variable continua). La inclusión de esta variable "número de hijos" en las regresiones de mujeres, afecta no-

PARTICIPACION DE VARONES

ELASTICIDAD Y OTRAS DERIVADAS

		Cónyuge Ausente			Cónyuge Presente	
		10-24	25-49	50 y más	25-49	50 y más
Salario Propio	ϵ	-1.190	-0.147	-0.064	0.023	-0.032
	Δ	0.566	-0.128	-0.034	0.023	-0.018
Salario Cónyuge	ϵ	—	—	—	-0.019	0.025
	Δ	—	—	—	0.019	0.014
KY ₁	ϵ	0.640	0.135	0.188	-0.035	-0.079
	Δ	0.305	0.118	0.100	-0.034	-0.044
Edad	ϵ	3.116	-0.127	-3.429	-0.053	-3.723
	r	0.189	-0.004	-0.052	-0.001	-0.061
Tasa de Participación		47.6	87.2	53.1	98.4	55.7

Notas:

 ϵ : Elasticidad de participación respecto de la variable ($\delta \ln P / \delta \ln x$). Δ : Variación (absoluta) de la tasa de participación por cambio porcentual en la variable ($\delta P / \delta \ln x$).r: Tasa de variación de la participación por cambio unitario de la variable ($\delta \ln P / \delta x$).

Fuente: Estimaciones con datos de 1980.

Cuadro N° VII

PARTICIPACION DE MUJERES. CONYUGE AUSENTE

Variable	10 a 24 años			25 a 49 años			50 y más años	
	1976	1980		1976	1980		1976	1980
	W (X ₁)	W (X ₁)	W (X ₃)	W (X ₁)	W (X ₁)	W (X ₃)	W (X ₁)	W (X ₁)
Constante	0.0425 (-)	0.9037 (1.63)	0.7084 (1.30)	-0.0355 (-)	1.2273 (0.89)	1.2190 (0.91)	0.8730 (4.231)	-0.1742 (-0.42)
Edad	0.0891 (17.239)	0.0855 (10.93)	0.0831 (10.83)	-0.0079 (-2.783)	-0.0051 (-0.82)	-0.0067 (-1.08)	-0.0144 (-9.456)	-0.0189 (-6.10)
Ln. Salario Propio	-0.2947 (-4.964)	-0.2781 (-3.47)	-0.2479 (-3.16)	0.2454 (3.412)	-0.0561 (-0.35)	-0.0441 (-0.29)	0.0708 (2.037)	0.2157 (3.91)
Ln. Salario Cónyuge	—	—	—	—	—	—	—	—
Ing. no Lab.: KY ₁	-0.0000 (-)	0.0060 (5.69)	0.0060 (5.66)	—	0.0056 (2.70)	0.0051 (2.34)	-0.0000 (-3.004)	—
Salud Deficiente	—	-0.2380 (-1.19)	-0.1957 (-0.99)	—	-0.5364 (-4.02)	-0.5368 (-4.18)	—	-0.1005 (-1.74)
Números de Hijos	—	—	—	-0.0260 (-1.337)	—	—	-0.0014 (-)	—
Migrante	-0.0444 (-1.996)	—	—	—	—	0.2495 (1.27)	-0.0239 (-)	—
Area	0.0533 (2.026)	—	—	0.1574 (2.211)	—	—	-0.0009 (-)	—
N° de Observaciones	1.280	224	224	346	70	68	661	164
R ² corregido	0.3735	0.518	0.514	0.0671	0.227	0.243	0.1993	0.261
F	153.5322	60.91	59.89	6.12	6.07	5.31	28.3812	15.42

Nota: Debajo de cada coeficiente se consigna el valor del estadístico t, y un guión a niveles de significación al 85% en las corridas de 1976.

Cuadro N° VIII

PARTICIPACION DE MUJERES, CONYUGE PRESENTE

Variable	10 a 24 años			25 a 49 años			50 y más años		
	1976	1980		1976	1980		1976	1980	
	W (X ₁)	W (X ₁)	W (X ₃)	W (X ₁)	W (X ₁)	W (X ₃)	W (X ₁)	W (X ₁)	W (X ₃)
Constante	-0.7648 (-1.732)	2.2024 (0.56)	0.6299 (0.22)	-0.3307 (1.757)	-2.3493 (-3.32)	-2.8376 (-3.87)	0.3866 (1.800)	0.6385 (0.80)	0.5603 (0.84)
Edad	0.0095 (-)	0.056 (1.31)	0.0578 (1.55)	-0.0017 (-)	-0.0042 (-1.11)	-0.0022 (-0.58)	-0.0080 (-4.305)	-0.0083 (-2.06)	-0.0102 (-2.53)
Salario Propio	0.2062 (1.693)	-0.0740 (-0.24)	0.1514 (0.54)	0.1614 (4.018)	0.2435 (2.41)	0.3543 (3.60)	0.0792 (2.279)	0.0208 (0.25)	0.0690 (0.78)
Salario Cónyuge	—	-0.3568 (-0.67)	-0.3370 (-0.88)	—	0.0492 (0.65)	-0.0059 (0.01)	-0.0161 (-1.424)	-0.0320 (-0.48)	-0.0543 (-0.81)
no Lab.: KY ₁	-0.0000 (-)	0.0158 (2.53)	0.0097 (1.73)	0.0000 (-)	0.0134 (8.59)	0.0127 (8.19)	-0.0000 (-2.930)	0.0030 (2.02)	0.0027 (1.83)
Deficiente	—	—	0.2069 (0.93)	—	—	—	—	-0.0330 (-0.55)	-0.0388 (-0.64)
Numero de Hijos	-0.0876 (-3.496)	—	-0.2145 (-3.15)	-0.0382 (-5.218)	—	-0.0276 (-1.49)	-0.0401 (-3.301)	—	—
Constante	—	—	—	—	—	—	-0.0472 (-1.210)	—	-0.1837 (-0.54)
Edad	0.1421 (2.530)	—	—	0.1999 (6.326)	—	—	0.1530 (2.925)	—	—
n de Observaciones	279	32	32	1575	276	276	745	163	160
Coeficiente corregido	0.0704	0.117	0.324	0.0498	0.247	0.269	0.0652	0.048	0.059
	5.2132	2.02	3.48	12.7755	23.60	21.22	8.413	2.62	2.66

: Debajo de cada coeficiente se consigna el valor del estadístico t, y un guión a niveles de significación inferiores al 85% en las corridas de 1976.

PARTICIPACION DE MUJERES

INFORMACION CUALITATIVA

	Cónyuge Ausente			Cónyuge Presente		
	10-24	25-49	50+	10-24	25-49	50+
Salario Propio	—	+ / (-)	+	+	+	+
Salario Cónyuge	(No)	(No)	(No)	(-)	(+ / -)	—
KY ₁	(-) / +	0 / +	—	+	+	- / +
Edad	+	—	—	+	(-)	—
Salud Deficiente	(-)	—	—	(+)	(-)	(-)
Migrante	—	+	+	(-)	(+)	(-)
Número de Hijos	(No)	(No)	(No)	—	—	—
Area	+	+	0	+	+	+
Tasa de Particip.	24.6 / 34.9	78.3 / 76.5	15.9 / 17.5	26.5 / 32.3	28.6 / 33.3	11.8 / 13.2
R ² (1980) corr.	0.514	0.243	0.197	0.324	0.269	0.059

Notas: + : Signo positivo del coeficiente, significativamente diferente de cero al 90%.
 (+) : Signo positivo del coeficiente no significativamente diferente de cero al 90%.
 (No) : Variable no incluida en el análisis.

PARTICIPACION DE MUJERES
ELASTICIDAD Y OTRAS DERIVADAS

		Cónyuge Ausente			Cónyuge Presente		
		10-24	25-49	50 y más	10-24	25-49	50 y más
Salario Propio	ϵ	-0.678	-0.058	0.396	0.469	1.064	0.523
	Δ	-0.237	-0.044	0.069	0.151	0.354	0.069
Salario Cónyuge	ϵ	—	—	—	-1.043	-0.018	0.411
	Δ	—	—	—	-0.337	-0.006	-0.054
KY ₁	ϵ	0.613	0.276	-0.362	0.777	1.170	0.734
	Δ	0.214	0.211	-0.063	0.251	0.390	0.097
Edad	ϵ	3.898	-0.308	-5.444	3.901	-0.251	-4.725
	r	0.235	-0.009	-0.080	0.179	-0.007	-0.078
Tasa de Participación		34.9	76.5	17.5	32.3	33.3	13.2

Notas:

ϵ : Elasticidad de participación respecto de la variable ($\delta \ln P / \delta \ln x$).

Δ : Variación (absoluta) de la tasa de participación por cambio porcentual en la variable ($\delta P / \delta \ln x$).

r: Tasa de variación de la participación por cambio unitario de la variable ($\delta \ln P / \delta x$).

Fuente: Estimaciones con datos de 1980.

tablemente las estimaciones para las menores de 25 años (cambia el signo del coeficiente de salario propio, antes negativo como el coeficiente de "número de hijos"), y para las mayores de 50 años (reduce el valor absoluto del coeficiente de salario propio). De todos modos, es relativamente baja la elasticidad de la participación respecto del número de hijos: -0.16 entre las mujeres de 25 a 49 años, con presencia de cónyuge.

Los efectos-precio cruzados (participación laboral respecto del salario del cónyuge) no coinciden en signo con los estimados para varones, indicando aquí sustitución (en sentido bruto) del tiempo de los cónyuges en los grupos de edad extremos. Sin embargo, debe recordarse la baja significación de los coeficientes de salario del cónyuge entre las mujeres menores de 50 años. Las elasticidades estimadas en base a tales coeficientes son elevadas: se aproximan a -1 para las menores de 25 años y llegan a -0.4 para las mayores de 50 años.

El salario propio, tal como se indicó, se relaciona sistemáticamente con signo positivo con la participación laboral de las mujeres casadas o en unión de hecho. La elasticidad precio directa es asimismo mayor para este subgrupo que para las solteras y solas (excepción hecha de las menores de 25 años), sugiriendo una respuesta más fuerte de aquel grupo a los incentivos del mercado. Así, para las casadas o unidas en edades de 25 a 49 años, un aumento del 1% en el salario propio eleva la posibilidad de estar en el mercado en algo más del 1%.

Tal como ocurre entre los varones, la edad incide fuerte y positivamente a la participación de las jóvenes (elasticidades de 3.9 para ambos grupos), y negativamente en los restantes grupos, con más fuerza entre las mayores de 50 años (elasticidades entre -4.7 y -5.4).

Como más arriba se indicara, participación laboral y área se hallan relacionadas positivamente, tanto para las mujeres como para los varones. De tal modo, se espera con mayor probabilidad que una mujer participe en el mercado, si proviene de una población "villa de emergencia", lo que hace presumir la existencia de "umbrales" de ingreso mínimo requeridos por esa población con menor calificación media (y, por lo tanto, con menores niveles de ingreso laboral).

IV. COMENTARIOS FINALES

El análisis efectuado revela una baja incidencia de las condiciones de mercado sobre las decisiones de participación en los grupos de trabajadores primarios: varones de 25 a 49 años y mujeres solteras en el mismo tramo de edad. La participación laboral de tales grupos se mantiene elevada (por sobre el 76% y hasta 98.4% en varones casados o en unión de hecho) con cambios significativos en el salario: se requiere una variación del 25% en el salario propio de varones con cónyuge presente, para que la tasa de participación laboral del grupo se modifique 0.5%.

La elasticidad de respuesta a las condiciones del mercado es, en cambio, mayor para los restantes grupos etarios. Los jóvenes en particular (menores de 25 años), presentan para ambos sexos una relativamente alta elasticidad respecto del salario propio, así como también respecto del salario del cónyuge y del ingreso no laboral. Es más elevada la elasticidad salario directa para solteros y solos que para el grupo de casados y unidos; se observa asimismo un cambio de signo: mientras que un aumento del salario propio reduce sensiblemente la probabilidad de participar de los primeros, eleva moderadamente la de los segundos. El efecto agregado sobre el total de jóvenes menores de 25 años es negativo, ya que los solteros y solos representan más del 85% de la población en ese tramo de edad.

La presencia de cónyuge afecta negativamente la probabilidad de participación de las mujeres, aunque la magnitud del efecto entre las mayores de 25 años está parcialmente relacionada con la fertilidad, ya que, en promedio, la presencia de hijos afecta también negativamente la probabilidad de participación (la variable fertilidad se mantiene significativa a niveles superiores al 99% entre las mujeres casadas). Aún cuando es baja la significación de los coeficientes de salario del cónyuge, cabe destacar el signo negativo y la elevada elasticidad entre los menores de 25 años: un incremento del 10% en el salario del cónyuge varón implica una caída de más del 10% en la probabilidad de la mujer de permanecer en el mercado, y en ese sentido el tiempo de los cónyuges es sustitutivo en sentido bruto.

Debe recordarse, sin embargo, a esta altura que la respuesta de la oferta de trabajo a los cambios en las condiciones del mercado no sólo está dada por los cambios en la tasa de participación laboral, sino que también pueden presentarse cambios en la cantidad de horas ofrecidas por individuo que pueden reforzar o compensar los cambios observados en materia de participación. La respuesta en términos de horas ofrecidas —suponiendo que el individuo está participando y que se mantenga ocupado— puede así plantearse a través de un esquema de análisis similar al desarrollado hasta aquí, ya que las horas que cada individuo efectivamente ofrece están vinculados con la percepción de las posibilidades que tiene en el mercado, así como su dotación individual de capital humano y su posición en el ciclo de vida. La estimación de tales modelos sobre idénticas bases de datos (EPH de 1976 y 1980) permite señalar algunas modificaciones en la estructura de signos y la magnitud de los efectos respecto de los hallados en el análisis de participación. En particular, cabe mencionar que el efecto salario directo se vuelve consistentemente negativo para ambos grupos de estado civil y, consiguientemente, para el agregado, y que las elasticidades-salario (directas y cruzadas) se reducen drásticamente para los grupos jóvenes, elevándose en el resto de los grupos de edad.

Juan Luis Bour
Universidad Nacional del Sur, Bahía Blanca
FIEL, Buenos Aires

REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

- BOWEN, W. G. Y FINEGAN, T. A., *The economics of labor force participation*. Princeton University Press, N. J., 1969.
- CAIN, G. C. Y WATTS, H. G. *Income maintenance and labor supply*. Academic Press Inc., Nueva York, 1973.
- DA VANZO, J., DE TRAY D. N., Y GREENBERG, D. M. *Estimating labor supply response: a sensitivity analysis*, Rand R-1372-OEO, Santa Mónica, 1973.
- GREENBERG, D. H., *Problems of model specification and measurement: The labor supply function*, Rand R-1085-EDA, Santa Mónica, 1972.
- HECKMAN J., *Shadow prices, market wages, and labor supply*, *Econometrica*, v.42 (4), julio de 1974.
- HECKMAN J. Y ASHENFELTER O., *The estimation of income and substitution effects in a model of family labor supply*, *Econometrica*, vol. 42 (1), enero de 1974.
- SCHULTZ T. P. *Resume of labor force participation literature and methodology*. ECIEL mimeo. 1977.