

UNA INTERPRETACION DE LA EVIDENCIA EN LA PARTICIPACION DE LAS MUJERES EN LA FUERZA DE TRABAJO: GRAN SANTIAGO, 1957--1987

Lucía Pardo V.*

EXTRACTO

El estudio busca una explicación al aumento en la tasa de participación femenina que se ha producido en los últimos diez a quince años, en nuestro país. Se intenta probar varias hipótesis al respecto, para lo cual se estima una ecuación de participación de las mujeres, ajustada en sentido longitudinal con la serie de tiempo 1957-1987.

Los resultados obtenidos aceptan la hipótesis de que la mayor incorporación de la mujer en la fuerza de trabajo es explicada por un efecto positivo de los salarios de la mujer y por un efecto negativo y más débil del ingreso de los hombres. También se encuentra un efecto directo de la educación sobre participación de las mujeres en la fuerza de trabajo, de tal forma que no todo su efecto se manifiesta a través de los salarios. De hecho una diferente especificación de la ecuación que incluye la variable de educación muestra un aumento en el nivel explicativo del modelo y el coeficiente que acompaña a la variable de educación resulta positivo y estadísticamente significativo, mientras el coeficiente que acompaña a la variable de salarios mantiene su significancia estadística, aunque su efecto se hace menos importante en magnitud.

Los resultados sugieren que el efecto de la educación sobre la participación se ha hecho más fuerte en el último tiempo. Este hecho resulta como consecuencia del proceso de modernización de la economía, la cual favorece la contratación de la población con mayor nivel de escolaridad, tanto hombres como mujeres. Sin embargo, como estas últimas se mantenían tradicionalmente fuera del mercado, implica ahora un cambio en su comportamiento.

ABSTRACT

This study for an explanation to the increase in the rate of female participation that has occurred in the last 10 to 15 years in our country. It will be intended to prove several hypotheses in that respect for which it is estimated a female participation equation, adjusted in longitudinal sense with the 1957-1987 time series.

The results obtained accept the hypotheses grown of the female participation in the labor force is explained by a positive effect on the female salaries and by a negative and weaker effect on the male income.

A direct effect is also found on the education with respect to the female participation in the labor force so that not all of its effect is shown throughout salaries. In fact a different specification of the equation that includes the education variables shows an

UNA INTERPRETACION DE LA EVIDENCIA EN LA PARTICIPACION DE LAS MUJERES EN LA FUERZA DE TRABAJO: GRAN SANTIAGO, 1957 -- 1987*

Lucía Pardo V.

1. INTRODUCCION

El aumento producido en Chile en los últimos años, con respecto a la participación de las mujeres en la fuerza de trabajo, no es tan importante por su magnitud, sino por el cambio en la tendencia histórica que ello representa (L. Pardo, 1988). Si se considera el caso del Gran Santiago, donde se observa el mayor cambio, se tiene un aumento del 30 por ciento en la tasa de participación femenina entre los años 1957 y 1987. Sin embargo, se tiene un crecimiento de 0,4 por ciento promedio anual en los primeros veinte años (1957-1977) y de 1,8 por ciento en los últimos diez (1977-1987).¹ (Véase cuadro 1.)

La mayor participación de las mujeres en la fuerza de trabajo se ha ido desarrollando junto a otros acontecimientos económicos sociales de gran significancia: el aumento en los niveles de educación de la mujer, caídas en la mortalidad infantil y disminución de la fecundidad. Esto lleva a esperar alguna conexión entre estos fenómenos, que tienen relación con la liberación de tiempo de la mujer en el trabajo del hogar y una mayor incorporación de ella en el trabajo del mercado.

De igual forma es posible esperar que, en este período, se haya producido algún cambio en la estructura del empleo que hubiera favorecido los sectores con mayor empleo femenino. Como también es posible que la desocupación

* *Estudios de Economía*, publicación del Departamento de Economía de la Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas de la Universidad de Chile, vol. 16, n°2, noviembre de 1989.

¹ La información sobre la tasa de participación femenina en los períodos señalados a que se hace referencia, se encuentra en la publicación "Estudios de Economía", vol. 15, n°1, abril, 1988, Departamento de Economía, Universidad de Chile.

y la disminución del ingreso de los jefes de familia, junto al ciclo económico, haya incentivado a la mujer a buscar trabajo remunerado para complementar el ingreso familiar.

Todo lo anterior hace razonable plantear un modelo de participación de las mujeres en la fuerza de trabajo ajustado a través del tiempo a fin de verificar hipótesis como las señaladas.

El análisis realizado en este caso se concentra en la situación de mujeres entre 25 y 44 años de edad que residen en el Gran Santiago, para lo cual se estima una ecuación de participación con información anual, en el período 1957 a 1987 (cuadro 1). Se consideran como variables explicativas el salario de las mujeres, el salario de los hombres, otros ingresos de la familia que no corresponden al trabajo, tasa de desocupación masculina, índice de empleo, tasa de fecundidad y otras variables de tendencia como la tasa de participación de los hombres en la fuerza de trabajo, y la proporción del producto agrícola en el PGB.

Los resultados muestran una correlación significativa entre la participación de las mujeres en la fuerza de trabajo y las variables de ingreso, al mismo tiempo que no se encuentra una correlación significativa con el resto de las variables. Las variables de ingreso explican algo más del 70 por ciento de la participación femenina en la fuerza de trabajo. El ingreso de las mujeres afecta positivamente la tasa de participación femenina y el ingreso de los hombres, negativamente, de la cual se podría concluir que el estrechamiento de la brecha de ingresos entre hombres y mujeres, en este período, resulta relevante para explicar el aumento de la participación femenina a la fuerza de trabajo.

Al incorporar el nivel de educación de las mujeres como variable explicativa, el modelo aumenta a casi el 90 por ciento su capacidad explicativa (R^2 ajustado = 0,89), lo cual lleva a suponer que el efecto de la mayor educación no solo se manifiesta en mayores ingresos para la mujer, sino que posiblemente en un cambio de aptitudes que favorecen su enrolamiento en las labores del mercado. En tal sentido Schultz (véase TW Schultz, 1980), plantea que esto se hace aún más relevante en una economía que está en proceso de cambio, en que las personas con mayor educación tienen mayor capacidad de negociación, y, por consiguiente, se adaptan mejor a los desequilibrios que se producen por las propias transformaciones.

Incluso, si se tiene en cuenta los tipos de empleo en los cuales se incorpora la mujer en este período, se puede ver que ellos corresponden a actividades que emplean mayoritariamente hombres, y, que, por consiguiente implicó una sustitución de hombres por mujeres en el empleo. De tal forma, que no es la característica propia del empleo lo que favoreció la mayor participación

CUADRO 1

TASAS DE PARTICIPACION DE LAS MUJERES EN LA FUERZA DE TRABAJO
1957-1987, GRAN SANTIAGO

Edad							Total
Año	14-19	20-24	25-44	45,54	55,64	65 y más	
1957	27,63	47,52	40,95	32,80	24,25	9,52	35,18
1958	30,90	53,48	41,59	32,87	19,92	9,48	36,13
1959	27,67	49,42	44,16	33,08	23,71	8,10	36,04
1960	26,67	49,70	41,39	34,50	27,07	10,58	35,64
1961	29,24	46,58	39,91	30,14	24,01	11,11	34,07
1962	29,37	49,17	40,50	29,97	23,52	7,50	34,31
1963	24,88	48,18	40,61	33,07	23,14	9,86	34,15
1964	28,32	46,00	37,27	31,70	17,34	7,94	32,63
1965	28,23	47,09	38,74	33,58	19,69	7,93	33,65
1966	26,45	58,26	38,92	34,86	19,17	10,69	34,69
1967	24,83	51,76	41,41	32,67	22,30	8,40	34,33
1968	25,05	41,19	40,16	32,44	23,96	10,05	34,05
1969	21,91	51,17	40,57	31,22	25,56	9,47	33,90
1970	16,77	50,13	43,96	36,29	21,04	9,76	34,31
1971	17,53	50,31	46,69	38,89	23,70	7,45	35,53
1972	16,60	48,92	44,29	32,64	22,93	6,16	33,55
1973	12,65	45,58	43,72	34,26	21,45	5,33	31,80
1974	15,95	43,16	40,42	35,41	16,88	7,05	30,84
1975	16,22	47,45	39,46	30,36	16,31	6,45	29,91
1976	16,24	51,09	45,39	36,33	19,71	4,88	33,93
1977	16,07	45,32	44,59	34,04	20,32	7,88	33,33
1978	15,73	45,52	45,49	35,92	21,43	7,08	33,80
1979	13,65	46,25	46,81	33,51	18,71	4,73	33,27
1980	12,02	46,46	44,53	33,03	17,32	3,78	32,11
1981	12,65	45,08	45,81	40,98	17,83	3,93	33,89
1982	13,43	48,74	44,96	36,79	16,92	4,81	33,40
1983	11,99	48,06	47,91	36,65	19,05	3,38	34,56
1984	12,75	47,12	50,12	36,35	16,69	3,80	35,64
1985	10,47	45,72	48,72	34,07	20,72	3,63	34,40
1986	12,11	45,45	50,18	34,49	23,41	4,44	35,04
1987	12,38	46,10	53,87	36,98	25,89	4,89	38,40

Fuente: Encuesta de Ocupación y Desocupación, Gran Santiago, junio de cada año. Departamento de Economía, Universidad de Chile.

femenina en el trabajo, sino más bien el mayor nivel de educación de estas mujeres.

Se intentó también explicar el efecto positivo del ingreso en la participación de las mujeres a través del ciclo de vida, puesto que es posible que la mayor participación femenina en la fuerza de trabajo no sólo significa una mayor proporción de mujeres en edad de trabajar que ahora trabajan, sino que también, una mayor permanencia a través del tiempo en el trabajo del mercado.

En tal sentido, se estimó un modelo de participación con información histórica, cuya variable dependiente es la proporción del tiempo de vida que dedica la mujer a trabajar en el mercado después que termina de estudiar. Esto señala que, si bien el nivel de educación de las mujeres (considerado como *proxy* de renta permanente) explica significativamente la participación de las mujeres a través del ciclo de vida, este efecto positivo de la educación se reduce con la edad. De tal forma que lleva a suponer que la educación produce un efecto cualitativamente diferente en la participación a través del tiempo y que significa un impacto positivo mayor en el presente de lo que fue en el pasado.

Por lo tanto, el aumento, que se observa a través del tiempo en la tasa de participación, es como consecuencia de tener en la fuerza de trabajo una mayor proporción de mujeres relativamente más jóvenes con mayor nivel de educación y que tienen también una mayor experiencia de trabajo en el mercado.

El número de hijos afecta negativamente la variable de experiencia en el trabajo en relación a la experiencia potencial, no obstante, el efecto no resultó estadísticamente significativo; en cambio, sí resultó ser estadísticamente, el efecto de la variable de estado civil. De modo que a mayor número de mujeres solteras (nunca casadas) en la fuerza de trabajo, mayor también es el tiempo de vida de las mujeres en él.

De lo anterior, se puede inferir que, en una perspectiva de tiempo de largo plazo, como es en el caso de los perfiles de mayor tiempo de vida en el trabajo, la variable de estado civil es mejor que la variable de número de hijos para captar el efecto de tiempo no trabajado por la mujer, debido a responsabilidades familiares. Esto resulta razonable, puesto que los hijos representan un costo en tiempo para la mujer, relativamente mayor cuando éstos son pequeños, en cambio, con la variable de estado civil se está aludiendo a una necesidad de tiempo en el hogar, más permanente.

Las variaciones del ingreso familiar, sin considerar el salario de la mujer, aumentan la experiencia de trabajo en el mercado en relación a la experiencia

potencial de la mujer. El efecto estimado para esta variable es significativamente diferente de cero, pero pequeño en magnitud.

Posiblemente se manifiesta con la variable de ingreso familiar una capacidad de compra de bienes en el mercado que sustituyen tiempo de trabajo de la mujer en el hogar, por lo tanto, el aumento en el tiempo de trabajo en el mercado se explica por un menor tiempo de trabajo en el hogar y no por menos ocio. Además, es posible suponer la existencia de una correlación positiva en los niveles de educación de los esposos, lo cual se manifestaría en el efecto ingreso.

También se estima un modelo para probar la correlación rezagada entre varios pares de variables, el cual muestra que en general hay evidencia de correlación en ambos sentidos entre la tasa de participación de las mujeres y las variables de fecundidad, tanto medida en forma global como específica por tramos quinquenales de edad.

El estadístico F es significativo al 95 por ciento de confianza en la ecuación de participación explicada por la fecundidad rezagada como también en la ecuación de fecundidad explicada por la participación rezagada.

Siendo concordante con la teoría, se espera que la existencia de niños muy pequeños en el hogar limiten la capacidad de sustitución de trabajo en el hogar por bienes de mercado, y por consiguiente, se reduzca cualquier efecto positivo en el trabajo de la mujer fuera del hogar (Gronau, 1973). Sin embargo, este efecto no es estadísticamente significativo, no se prueba que el coeficiente asociado a la variable de fecundidad rezagada en la ecuación de participación sea diferente de cero, a pesar de poner en evidencia la existencia de una correlación negativa entre estas variables. Es decir, las decisiones presentes de la mujer en cuanto al empleo no son explicadas por decisiones en el pasado con respecto de la fecundidad.

En cambio, sí, resulta estadísticamente diferente de cero el efecto de la participación de la mujer en la fuerza de trabajo rezagada sobre la fecundidad,² de tal forma que un incremento en la tasa de participación lleva temporalmente a un aumento en la fecundidad. La correlación positiva entre la participación rezagada y la fecundidad puede ser explicada por el mismo hecho que explica a su vez la mayor dedicación de tiempo al trabajo por la mujer.

² Test t = 2,26 Ecuación fecundidad global explicada por tasa de participación.

Test t = 2,09 Ecuación fecundidad 25-44 años explicada por tasa de participación rezagada.

Test t = 3,29 Ecuación fecundidad 25-29 años explicada por tasa de fecundidad rezagada.

Test t = 1,78 Ecuación fecundidad 30-34 años explicada por tasa de participación rezagada.

Test t = 1,56 Ecuación fecundidad 35-39 años explicada por tasa de participación rezagada.

Junto al proceso de mayor educación de la población hay también un avance tecnológico y de modernización de la economía que no solo favorece una mayor incorporación de la mujer al trabajo, sino que también se reduce la probabilidad de muerte de mujeres embarazadas, como también aumenta la viabilidad de nacimientos, a igual nivel de concepciones. Ello determina un impacto transitoriamente positivo en los niveles de fecundidad, mientras no se limiten los embarazos y el tamaño familiar.

También existe evidencia de correlación positiva y en ambos sentidos entre la tasa de participación de la mujer en la fuerza de trabajo y la edad al *primer matrimonio*.

Sin embargo, solo es significativo el efecto rezagado de la edad al primer matrimonio sobre la tasa de participación de la mujer en la fuerza de trabajo (test $t = 1,70$).

Este aumento en la edad al primer matrimonio, que produce un aumento temporal en la participación femenina en la fuerza de trabajo, puede explicarse también como un efecto de intermediación de la variable de educación sobre la decisión de empleo de la mujer en el sentido de que lo que explica la postergación del matrimonio es seguramente, un período más largo de escolaridad para los jóvenes.

No se prueba una correlación mutua entre la tasa de participación de las mujeres en la fuerza de trabajo y el ingreso de los hombres a pesar que el valor del estadístico F en ambas ecuaciones entrega un valor significativo al 95 por ciento de confianza; no se prueba que los coeficientes asociados a las variables explicativas sean estadísticamente diferentes de cero (Test $t = 0,48$ en la ecuación de tasa de participación explicada por el ingreso del jefe de familia, Test $t = -0,69$ en ecuación de ingreso del hombre, explicada por la tasa de participación de la mujer).

2. IMPLICANCIAS DE LOS ESTUDIOS DE CORTE TRANSVERSAL

El planteamiento de Jacob Mincer (1962) en su trabajo pionero sobre la tasa de participación de la mujer en la fuerza de trabajo hace resaltar que el salario de mercado no solamente influye en las decisiones de asignación del tiempo entre el trabajo en el mercado y el ocio, sino que también, entre el trabajo en el mercado y el trabajo en el hogar. Un incremento en el salario del mercado, en relación al salario de reserva de la mujer en el hogar, induce a una sustitución del trabajo en el mercado por trabajo en el hogar; la magnitud del efecto depende del grado de sustituibilidad en las preferencias familiares, entre bienes del mercado y bienes del hogar. Un incremento en el ingreso

familiar, a igualdad de otras condiciones, debería llevar a esperar un efecto positivo sobre el ocio, pero además indirectamente lleva a esperar un cambio en la asignación del tiempo trabajado entre el mercado y el hogar, dependiendo de la elasticidad ingreso de los bienes producidos en el hogar *versus* bienes producidos en el mercado.

De tal forma que, mientras un incremento en el ingreso puede llevar a esperar que se produzca una reducción en el tiempo asignado al trabajo, la disminución de las horas trabajadas en el mercado debería ser pequeño si la elasticidad ingreso de los bienes de mercado es suficientemente mayor que los bienes producidos en el hogar y si existe algún grado de sustituibilidad en la producción doméstica, entre el tiempo de trabajo de la mujer y los bienes de mercado.

Sin embargo, en un momento, en el tiempo, el grado de sustituibilidad es probable que difiera de acuerdo con las condiciones de producción en cada hogar, la existencia de niños y la edad de esos niños será muy determinante en ello, lo cual lleva a incluir esta variable de hijos para explicar la participación de la mujer en el trabajo fuera del hogar.

Muchos estudios han aplicado este planteamiento teórico a datos de corte transversal para estimar funciones de oferta de trabajo para la mujer. La gran mayoría de ellos concuerda que el salario de la mujer en la tasa de participación femenina tiene un fuerte efecto positivo sobre la fuerza de trabajo, en cambio, el ingreso del esposo tiene un efecto negativo, sobre esta variable, pero bastante débil. La existencia de niños pequeños en el hogar afecta negativamente la participación femenina. Sin embargo, los efectos de salarios de la mujer y del ingreso del hombre únicamente son suficientes para explicar más de la mitad de las variaciones observadas en la oferta de trabajo.

¿Qué posibilidades existen de explicar el cambio de la tasa de participación femenina a través del tiempo utilizando las funciones de oferta estimadas con información de corte transversal?

Al hacer el ejercicio de predecir el cambio de la tasa de participación de la mujer en el Gran Santiago, entre los años 1957 y 1987, utilizando los coeficientes de salario e ingreso estimados de una función *logit* con información para el año 1981, Gran Santiago (J. Salazar, 1982), se obtiene una estimación de los cambios bastante diferente de lo observado, tanto en el período 1957 a 1967 como en el período 1967 a 1977. No obstante, entre los años 1977 a 1987, se determina una variación equivalente al 90 por ciento del verdadero cambio ocurrido en ese período (véase cuadro 2).

CUADRO 2

CAMBIO EN LA TASA DE PARTICIPACION DE LA MUJER EN LA FUERZA DE TRABAJO, 1957 - 1987

Periodo	Cambio observado en TPM	Cambio estimado en TPM (L = 1,773 WM - 0,000887YH - 0,0025 OY)
1957-1967	+0,01	+5,02
1967-1977	+0,08	- 0,05
1977-1987	+0,19	+0,17

¿Cuál puede ser la causa de las diferencias entre lo estimado y lo observado?

La sobrepredicción de cambio que se tiene entre los años 1957 y 1967 se explica por un gran aumento en el ingreso de la mujer en relación al aumento del ingreso de los hombres (véase cuadro 3). Este último efecto actúa desmotivando el trabajo en el mercado, pero como el coeficiente asociado a esta variable es muy pequeño, domina plenamente el efecto de mayor ingreso de la mujer. Entre los años 1967 y 1977 pasa lo mismo, en sentido contrario, ya que disminuye el ingreso de la mujer se predice una disminución en la participación femenina. A pesar que la disminución en el ingreso del hombre en ese mismo período es aun mayor, éste debió haber actuado motivando una mayor participación, sin embargo, no fue tal, por el efecto dominante del ingreso de la mujer, como se dijo antes. Entre los años 1977 y 1987 se tiene un aumento en el ingreso de la mujer un poco mayor que el ingreso de los hombres, y bastante más pequeño en magnitud que el aumento que se tiene entre 1957 y 1967. En este caso, al igual que antes, se predice un cambio en la participación femenina como resultado del dominio del efecto positivo de cambio en el salario de la mujer, sin embargo, es en el único período en que lo estimado está cerca de lo observado.

La razón de estas diferencias pueden ser muy variadas, por ejemplo, medidas administrativas sobre los salarios que han ido variando a través del tiempo y por sectores, lo cual hace perder su capacidad predictiva a la variable. También pueden darse cambios a través del tiempo en factores explicativos que se mantienen fijos en un análisis de corte transversal. Cualquiera sea la razón, resulta de interés explicar la situación presentada.

CUADRO 3

SUELDOS Y SALARIOS REALES PROMEDIO POR SEXO
(promedio del mes de mayo de cada año en pesos de 1980)

Año	Hombres	Mujeres	Sueldos mujeres Sueldos hombres
1957	23,52	8,96	0,38
1958	56,94	24,92	0,44
1959	54,08	28,03	0,52
1960	66,75	30,78	0,46
1961	71,93	32,96	0,46
1962	68,21	35,01	0,51
1963	59,97	31,23	0,52
1964	56,54	31,28	0,55
1965	69,73	36,95	0,53
1966	77,92	40,45	0,52
1967	87,36	48,31	0,55
1968	90,09	49,07	0,54
1969	94,65	48,99	0,52
1970	100,81	60,95	0,60
1971	127,59	73,16	0,57
1972	87,21	52,34	0,60
1973	41,12	24,58	0,60
1974	46,10	26,41	0,57
1975	45,64	29,20	0,64
1976	53,68	35,34	0,66
1977	68,05	46,04	0,68
1978	80,75	48,31	0,60
1979	82,79	55,98	0,68
1980	86,08	58,79	0,68
1981	98,69	76,95	0,78
1982	111,20	77,83	0,70
1983	78,46	66,16	0,84
1984	77,18	57,70	0,75
1985	68,4	47,34	0,69
1986	64,06	54,66	0,85
1987	75,53	53,47	0,71

Lo anterior motivó llevar a cabo una estimación de una ecuación de participación de la mujer en la fuerza de trabajo ajustada con información anual, referida al período 1957 a 1987.³

Se consideran como variables independientes además, del salario promedio de la mujer, el salario del hombre y otros ingresos de la familia,⁴ la tasa de desocupación de los hombres, un índice de cambios en el empleo, la tasa de fecundidad, edad de la mujer al primer matrimonio y variables de tendencia como tasa de participación masculina (véase cuadro 4a-4b).

La tasa de desocupación se incluye con el fin de captar los efectos del ciclo económico sobre las decisiones de trabajo en el mercado de la mujer. Se consideró la tasa promedio de desocupación de los hombres entre 25 y 65 años, medida en junio de cada año. No se incluyen ni los muy jóvenes ni los más viejos para evitar los efectos de situaciones propias de la edad en la desocupación, como ocurre en estos casos.

Ahora bien, se considera en el estudio la construcción de un índice de empleo y se incorpora en el modelo de participación femenina como una variable explicativa con el fin de captar los cambios en la estructura de empleo entre sectores de la actividad económica, y ponderados por el porcentaje de mujeres que trabajan en cada sector referido a un año base (1984). En un estudio realizado por O'Neil (1981) se observa que los cambios en el empleo determinan un efecto que es estadísticamente significativo para explicar las decisiones de trabajo de la mujer fuera del hogar. Esto se produce básicamente por un aumento del empleo en el sector industrial, en actividades que en términos relativos utilizan una mayor proporción de mujeres.

La tasa de fecundidad se incluyó con el fin de captar los efectos de cambios en la composición de hijos pequeños por familia, y de esa forma conocer el efecto de liberación de tiempo de trabajo de la madre, como elemento explicativo en la tasa de participación de la mujer en la fuerza de trabajo (Gronau, 1976).

Dado el significativo aumento en los niveles de escolaridad de la población joven, tanto de hombres como de mujeres, que se observa en el período analizado (1957-1987), se decidió incluirlo también como variable explicativa en el modelo.

³ La variable dependiente es la tasa de participación de la mujer en la fuerza de trabajo medida para el mes de junio de cada año y para personas entre 25 - 44 años de edad.

⁴ Las variables de Ingreso están todas referidas al mes de mayo de cada año, promedio mensual, expresado en pesos de 1980.

CUADRO 4a

RESULTADOS DE LAS REGRESIONES DE TASA DE PARTICIPACION; MUJERES
ENTRE 25-64 AÑOS DE EDAD: 1957-1986

Constante	Ingreso hombres (YH)	Ingreso mujeres (YM)	Ingreso no trab. cundidad (YNTR)	Tasa fe- hendididad (TF)	Indice empleo (IE)	Tasa desocupación hombres (TASDES)	Edad pri- mer ma- trimonio (EPMAT)	Tasa de part. hombres (TPH)	(TPSA)	R2 ajustado	R2	D.-W
40,570 (18,306)	-0,114 (-2,082)	0,233 (3,143)	0,030 (0,505)							0,675	0,710	1,80
39,918 (17,934)	-0,122 (-2,478)	0,185 (2,153)		0,064 (1,084)						0,686	0,720	1,81
29,027 (2,187)	-0,117 (-2,260)	0,249 (3,241)			0,1170 (0,902)					0,682	0,716	1,81
26,877 (1,984)	-0,110 (-2,089)	0,241 (2,977)			0,1420 (1,065)	-0,0510 (-0,459)				0,672	0,719	1,92
23,276 (0,606)	-0,118 (-2,199)	0,253 (3,074)			0,1100 (0,790)		0,270 (0,159)			0,669	0,716	1,85
88,519 (3,142)	-0,108 (-2,384)	0,235 (3,519)						-0,519 (-1,702)		0,705	0,737	1,87
21,434 (1,404)	-0,166 (-2,686)	0,192 (2,125)	0,006 (0,080)	0,113 (1,632)	0,149 (0,941)	-0,051 (-0,396)			0,348 (0,791)	0,667	0,750	1,98

Son varias las hipótesis que se plantean con respecto al efecto de la educación (Greenhalg, 1980; Barth, 1977; Bowen y Finegan, 1966; Gronau, 1976; Schultz, 1975), por ejemplo, esperan un efecto de la educación en la motivación y la disposición de la persona por el trabajo en relación al ocio, una mayor posibilidad de acceso a trabajos más placenteros, un mayor apego a la fuerza de trabajo y, por consiguiente, menor disposición a retirarse del mercado ante situaciones de desempleo, una mayor disposición para enfrentar cambios de empleo y la adopción de nuevas técnicas o modalidades de trabajo, etc.

Lo anterior lleva a suponer un efecto positivo de la educación de la mujer sobre la asignación de tiempo al trabajo, que se refleja en forma adicional al efecto de mayores salarios. Por consiguiente, se incluye como una variable independiente adicional a las variables de ingreso en la ecuación de participación (véase cuadro 5). En este caso, las variables de ingreso se reemplazaron por el índice de sueldos y salarios construido por el Instituto Nacional de Estadísticas (INE) para ese período expresado en pesos de igual valor, y así captar el cambio global de salarios en ese período.

El aumento en la edad al primer matrimonio que se observa en este período (1957-1987) conlleva a esperar alguna relación con las decisiones de trabajo por la mujer, por tal motivo se incluyó como variable explicativa.

CUADRO 4b

**RESULTADOS DE LAS REGRESIONES DE TASA DE PARTICIPACION;
MUJERES ENTRE 25-64 AÑOS DE EDAD: 1957-1986**
(Variable de tendencia, tasa de participación de los hombres)

Constante	Ingreso hombre (YH)	Ingreso mujer (YM)	Tasa particip. hombre (TPH)	Ingreso no trabajo (YNTRA)	Índice de empleo (IE)	Tasa desocup. hombres (TASDES)	Tasa fecund. (TF)	Empleo agrícola (EAGRI)	Empleo primer matrim. (EPM)	R2	R2 ajustado	D-W
93,873 (3,249)	-0,128 (-2,453)	0,239 (3,407)	-0,582 (-1,853)	0,058 (0,978)						0,746	0,704	1,84
79,402 (2,270)	-0,116 (-2,316)	0,247 (3,329)	-0,482 (-1,510)		(0,056) (0,445)					0,739	0,696	1,89
88,736 (3,050)	-0,109 (-2,303)	0,237 (3,332)	-0,521 (-1,659)			-0,010 (-0,092)				0,737	0,693	1,88
84,938 (2,934)	-0,082 (-1,551)	0,181 (2,119)	-0,433 (-1,333)				-0,034 (-1,014)			0,747	0,705	1,87
88,559 (3,094)	-0,108 (-2,362)	0,232 (3,459)	-0,504 (1,616)					-1,203 (-0,652)		0,740*	0,697	1,88
62,747 (1,569)	-0,121 (-2,534)	0,262 (3,572)	-0,587 (-1,869)						1,349 (0,913)	0,746	0,703	1,86
47,546 (1,192)	-0,088 (-1,694)	0,171 (2,038)	-0,216 (-0,599)		0,220 (1,411)		-0,069 (-1,743)			0,767	0,716	1,91

3. ANALISIS DE LOS RESULTADOS. EVIDENCIAS EN LAS ESTIMACIONES CON SERIES DE TIEMPO

Los resultados presentados en el cuadro 4a muestran que los signos de los coeficientes de ingreso de los hombres, ingresos de las mujeres, tasa de desocupación, índice de empleo, edad al primer matrimonio y tasa de participación de los hombres en la fuerza de trabajo son los esperados. No ocurre lo mismo con el signo que acompaña a la variable de fecundidad y a la variable de ingreso, no del trabajo, que presentan signos positivos a pesar de esperarse un valor negativo. Sin embargo, esto no resulta tan preocupante, puesto que los únicos coeficientes que son estadísticamente significativos al 97 por ciento y 99 por ciento de confianza, son los correspondientes a las variables de ingreso masculino y de ingreso femenino. Estas variables explican casi el 70 por ciento de los cambios en la tasa de participación de la mujer en la fuerza de trabajo.

Los resultados no permiten aceptar la hipótesis de que el aumento en la tasa de desocupación de los hombres haya motivado una mayor incorporación de las mujeres en la fuerza de trabajo. Tampoco se prueba que los cambios en la estructura de empleo expliquen el aumento en la tasa de participación femenina. Puesto que en ambos casos los coeficientes que acompañan a las variables respectivas no resultaron ser estadísticamente significativos.

En el cuadro 4b, se presentan los resultados de las mismas regresiones del cuadro 4a, pero en el primero se ha incorporado la de tasa de participación de los hombres en la fuerza de trabajo como la variable que represente la tendencia que sigue el modelo a través del tiempo.

Puesto que el modelo explicativo de la participación femenina contiene las variables de ingreso de las personas que no presentan una regularidad en su tendencia a través del tiempo, como es en el caso del resto de las variables consideradas si, se logra un mejor ajuste al incluir ésta variable de tendencia como variable explicativa. El coeficiente R^2 es algo mayor y las variables independientes mantienen su nivel explicativo y significancia, a excepción de la variable de fecundidad cuyo signo ahora se hace negativo como se esperaba, aunque el valor del coeficiente sigue siendo estadísticamente no significativo.

El cuadro 5 presenta los resultados de las regresiones en las cuales se incluye el nivel promedio de educación de la mujer en el Gran Santiago, como variable explicativa. En él se muestra que el coeficiente de la variable educación es positiva estadísticamente significativo sobre el 99,5 por ciento de confianza, y aumenta a 89 por ciento el R^2 ajustado. Esto confirma lo esperado en el sentido que por medio de la educación se manifiesta un impacto positivo sobre la tasa de participación femenina, y por sobre el efecto que se puede captar por mayores salarios.

Resulta entonces interesante analizar el efecto de la educación en la distribución del tiempo entre el trabajo y el ocio, a través del ciclo de vida de la persona; puesto que se supone que la educación permite un mayor apego de la mujer a la fuerza de trabajo y por consiguiente, mujeres que trabajan fuera del hogar con mayor educación deberían tener una mayor experiencia de trabajo en relación a la experiencia potencial. En otros términos se deberían esperar que aumente la proporción de tiempo que trabaja en relación al tiempo de vida después que termina de estudiar. De esa forma, la mayor participación femenina en la fuerza de trabajo medida entre dos puntos en el tiempo no solo se explica por una mayor incorporación de mujeres al trabajo, sino porque, además, se producen menos retiros de las que ya están en el mercado. Este hecho se estima y analiza en la sección siguiente.

En el cuadro 6 se presentan los cambios en el empleo por actividad económica en el período 1957 a 1987 Gran Santiago, en el cual se observa que las mayores variaciones positivas se producen en actividades de bienes inmuebles y servicios prestados a las empresas, servicios educacionales, establecimientos financieros y otros menos importantes. Sin embargo, de esos sectores, el único sector que emplea mayoritariamente mujeres es el de servicios educacionales, que mantienen prácticamente sin cambio la relación de empleo por sexo en ese período. (En 1957, hay un 63,8 por ciento de mujeres y en 1987 un 62,4 por ciento), (véase cuadro 7).

También se observa que las variaciones negativas en el empleo (servicios de lavandería) y el menor crecimiento (textiles y prendas de vestir), se produce en sectores que utilizan mayoritariamente mano de obra femenina.

CUADRO 5

RESULTADOS DE LAS REGRESIONES DE TASA DE PARTICIPACION FEMENINA: CONSIDERA EL SALARIO Y EL NIVEL DE EDUCACION COMO VARIABLES EXPLICATIVAS

Constante	Salario (IRRO)	EDUC	TF	TPSA	TASDES	TPH	Ingreso familiar (IFFA)	Time	R2 ajustado	D-W
14,358 (2,369)	0,039 (2,144)	5,469 (4,579)	-0,0628 (-2,240)	0,595 (2,588)				-0,847 (-3,391)	0,894	2,06
13,745 (2,218)	0,037 (1,994)	5,418 (4,460)	-0,0610 (-2,142)	0,665 (2,498)	-0,0436 (-0,544)			-0,803 (-3,002)	0,894	2,08
14,547 (2,087)		5,403 (4,060)	-0,0552 (-1,708)	0,618 (2,107)	-0,0703 (-0,807)			-0,686 (-2,342)	0,842	2,02
58,596 (1,504)	0,036 (1,952)	5,151 (4,184)	-0,0897 (-2,361)	0,636 (2,375)	-0,0359 (-0,447)	-0,410 (1,163)		0,904 (-3,193)	0,890	2,02
62,128 (1,560)		5,069 (3,902)	-0,0820 (-2,034)	0,590 (2,085)	-0,0393 (-0,459)	-0,452 (-1,251)	0,0007 (1,384)	-0,820 (-2,735)	0,862	2,00
64,193 (1,657)		5,109 (4,011)	-0,0840 (-2,129)	0,526 (2,170)		0,467 (-1,326)	0,0007 (1,517)	-0,860 (-3,062)	0,863	1,99
12,886 (1,914)		5,330 (4,119)	0,0503 (-1,622)	0,626 (2,213)	-0,0493 (-0,576)		0,0007 (1,346)	-0,699 (-2,474)	-0,866	2,04
30,516 (3,67)	0,055 (1,650)		-0,019 (-0,42)	0,895 (2,98)				0,221 (1,26)	0,733	1,96

CUADRO 6

CAMBIOS EN EL EMPLEO POR SECTORES, 1957-1987

Sectores	Número de ocupados			Variación (%)		Distribución %	
	1957	1987	Aumento	Tasa aumento	Anual	1957	1987
Agricultura (1)	4,889	17,765	12,876	263,36	4,4	0,8	1,2
Explotación de minas y canteras (2)	3,035	8,883	5,848	192,70	3,6	0,5	0,6
Productos alimenticios, bebidas y tabaco	18,208	49,224	31,016	170,35	3,4	2,9	3,3
Textiles, prendas de vestir	93,904	121,023	27,119	28,88	0,8	15,1	8,1
Industria química	11,464	34,420	22,956	200,24	3,7	1,8	2,3
Otras industrias manufactureras (madera, papel, maquinaria, equipos y otros)	75,022	130,276	55,254	73,65	1,9	12,0	8,7
Construcción	36,921	96,597	59,676	161,63	3,3	5,9	6,4
Comercio al por mayor	11,295	30,348	19,053	168,68	3,4	1,8	2,0
Comercio al por menor	84,126	225,022	140,896	167,48	3,3	13,5	15,0
Restaurantes y hoteles	16,015	33,679	17,664	110,29	3,5	2,6	2,2
Administración pública y defensa	32,369	81,423	49,054	151,54	3,1	5,2	5,4
Establecimientos financieros	6,406	30,719	24,312	379,50	5,4	1,0	2,0
Seguros	7,081	13,694	6,613	93,40	2,2	1,1	0,9
Bienes inmuebles y servicios prestados a las empresas	6,238	52,555	46,317	742,52	7,4	1,0	3,5
Servicios de reparación	28,154	51,074	22,920	81,41	2,0	4,5	3,4
Lavanderías y servicios de lavanderías (3)	8,261	6,292	-1,969	-23,84	-0,9	1,3	0,4
Servicios domésticos	71,313	179,500	108,187	151,71	3,1	11,6	12,0
Servicios personales diversos	7,755	18,505	10,750	138,62	2,9	1,2	1,2
Servicios educacionales	15,679	97,337	81,659	520,82	6,3	2,5	6,5
Servicios de salud	23,265	69,950	46,685	200,66	3,7	3,7	4,7
Institutos de asistencia social	1,349	5,922	4,573	339,07	5,1	0,2	0,4
Servicios de diversión y esparcimiento	8,767	16,655	7,888	89,98	2,2	1,4	1,1
Otros serv. comunales y sociales	3,372	8,513	5,141	152,46	3,1	0,5	0,6
Transporte de almacenamiento	31,526	88,085	56,559	179,40	3,5	5,1	5,9
Comunicaciones	5,395	9,993	4,598	85,23	2,1	0,9	0,7
Electricidad, gas y vapor	5,395	8,883	3,488	64,65	1,7	0,9	0,6
Obras hidráulicas	1,180	3,331	2,151	182,26	3,5	0,2	0,2
Actividades no bien especificadas	4,215	4,071	-14,4				
Total	622,600	1,500,40	877,800	140,99	3,0	100,0	100,0

Fuente: Encuesta Ocupación y Desocupación, junio de cada año, Departamento de Economía, Universidad de Chile.

CUADRO 7

CAMBIOS EN EL EMPLEO POR SECTORES SEGUN SEXO, 1957-1987

Sectores	Variación Tasa de aumento		Empleo mujeres (%) Distribución	
	mujeres	hombres	1957	1987
Agricultura	684,99	213,37	10,6	22,9
Explotación de minas y canteras	234,81	192,70	14,6	16,7
Productos alimenticios, bebidas y tabacos	265,87	170,35	15,0	20,3
Textiles, prendas de vestir	13,52	52,31	60,4	53,2
Industria química	204,28	198,53	29,7	30,1
Otras industrias manufactureras	117,91	68,62	10,2	12,8
Construcción	262,26	157,54	3,9	5,4
Comercio al por mayor	251,54	146,12	21,4	28,0
Comercio al por menor	233,23	139,70	29,7	37,0
Restaurantes y hoteles	94,38	124,75	47,6	44,0
Administración pública y defensa	645,65	89,22	11,2	13,2
Establecimientos financieros	662,54	331,88	14,4	22,9
Seguros	164,61	63,47	29,6	40,5
Bienes inmuebles y servicios em- presas	906,26	677,89	28,3	33,8
Servicios de reparación	128,73	80,30	2,3	2,9
Lavanderías y servicios de limpieza	-37,70	28,61	79,1	64,7
Servicios domésticos	144,38	246,25	92,8	90,1
Servicios personales diversos	95,15	189,24	53,8	44,0
Servicios educacionales	507,20	544,83	63,8	62,4
Servicios de salud	232,31	158,74	57,0	63,0
Institutos de asistencia social	278,56	401,54	50,8	43,8
Servicios de diversión y esparci- miento	174,41	79,75	10,8	15,6
Otros servicios comerciales y sociales	97,87	179,72	33,3	26,1
Transporte y almacenamiento	706,26	160,29	3,5	10,1
Comunicaciones	136,32	64,37	29,0	37,0
Electricidad, gas y vapor	235,32	49,40	8,2	16,7
Obras hidráulicas	-	182,26	0,0	0,0
Actividades no bien especificadas	149,91	-63,32	28,1	72,7
Total	161,86	129,34	35,8	38,9
Crecimiento promedio anual	3,3%	2,8%		

Fuente: Encuesta de Ocupación y Desocupación, junio de cada año.
Departamento de Economía, Universidad de Chile.

De la situación observada en el empleo se puede concluir que los aumentos ocurridos en el empleo por sexo entre 1957 y 1987 no es precisamente en aquellos sectores que contratan mayoritariamente mujeres, no obstante, ello implicó un gran aumento en la proporción de mujeres en el sector agrícola (10,6 a 22,9%), comercio (de 29,7 a 37,0%), administración pública y defensa (de 11,2 a 33,2 por ciento), establecimientos financieros (de 14,4 a 22,9%), seguros (de 29,6 a 40,5%), entre otros, lo cual se puede interpretar que los cambios en el empleo surgen como una consecuencia de la mayor incorporación femenina a la fuerza de trabajo y no como de una causa de esto.

4. EVIDENCIAS DE UN MODELO DE PARTICIPACION EN EL CICLO DE VIDA

Para someter a prueba hipótesis como la señalada antes con respecto al efecto de la educación en el ciclo de vida, se estima un modelo que considera como variable explicada la proporción de tiempo en la fuerza de trabajo después que se termina de estudiar. Para lo cual se utiliza información histórica, referida en este caso a una muestra de mujeres para el Gran Santiago, junio de 1984 y que contiene información sobre la distribución del tiempo, tanto a la educación como al trabajo fuera del hogar.

El cuadro 8 presenta los resultados de las regresiones entre la variable dependiente, experiencia en el trabajo de la mujer en relación a la experiencia potencial y las variables independientes que son el nivel de educación de la mujer, la edad, el estado civil, el número de hijos y el ingreso de la familia que no incluye el ingreso de la mujer.

Todas las variables resultan estadísticamente significativas, a excepción del número de hijos. Esto lleva a pensar que el efecto de los hijos en la asignación de tiempo se diluye en un horizonte de tiempo largo, puesto que esta variable afecta las decisiones de la madre mientras el hijo es pequeño. No ocurre lo mismo con el hecho de asumir responsabilidades familiares por la mujer casada, las cuales, en este caso, se manifiestan a través de la variable estado civil. El signo que acompaña a esta variable (muda) es negativo, significando con ello que la experiencia relativa de trabajo de las mujeres, disminuye en la medida que aumenta en la fuerza de trabajo la proporción de mujeres casadas, viudas y separadas, en relación a las mujeres solteras nunca casadas.

El coeficiente que acompaña a la variable edad es negativo y significativamente diferente de cero, eso significa que el tiempo que trabaja la mujer fuera del hogar se reduce en el ciclo de vida. Sin embargo, cuando se incluye como variable explicativa en el modelo, el producto de la edad, según la educación de la mujer, el efecto de la edad deja de ser significativo en

términos estadísticos, y el efecto negativo anterior es captado por la nueva variable. Eso significa que los perfiles de participación cambian significativamente con la edad, de tal forma que el efecto positivo de la educación sobre el tiempo de vida que trabaja la mujer es mayor en las generaciones jóvenes que en las de mayor edad.

Si el efecto de la educación sobre la participación se ha incrementado en el tiempo, según vimos antes, entonces no resulta extraño que la tasa de participación de las mujeres más educadas aumenten más que la participación de las menos educadas. Esto es corroborado por la evidencia empírica, la tasa de participación de las mujeres con educación universitaria aumenta de 50,6 por ciento a 59,7 por ciento, entre 1957 y 1987, en el caso de las mujeres con educación media aumenta de 29,6 por ciento a 35,1 por ciento en el mismo período; y, en el caso de las mujeres con educación básica, cae de 35,7 a 32,6 por ciento (Gran Santiago).

De lo anterior se desprende que si el efecto de la educación cambia a través del tiempo, también deberíamos esperar que por las mismas razones cambie el efecto de los salarios sobre la participación. Esto, por lo menos, dentro del período que representa la historia de trabajo de las mujeres, que es de 17 años en este caso.

Sin embargo, los cambios estimados en el modelo de historia de vida, que contienen el efecto de desplazamiento de los perfiles de participación en el tiempo no se manifiestan en la estimación de corte transversal del año 1981, pues éstos, están concentrados en la situación de un momento en el tiempo. Más todavía, cuando la función *logit* estimada (1981) utiliza salarios imputados para explicar la probabilidad de participar en la fuerza de trabajo.

De lo anterior se puede inferir que los resultados del cuadro 2 no son extraños, sino que las divergencias se producen justamente por no contemplar el cambio que ocurre en el efecto de los salarios sobre la participación a través del tiempo. Por lo tanto, los cambios estimados sobrepredicen los cambios efectivos en la tasa de participación cuando el período de tiempo que se considera se encuentra alejado hacia atrás, con respecto al año que se toma de base para la predicción (1981). Eso es lo que sucede con respecto a los períodos (1957-1967) y (1967-1977). En cambio, en el período desplazado hacia adelante (1977-1987) se subestima el cambio, aunque la predicción está muy cerca de lo efectivo, en este caso por realizarse en un punto dentro de ese intervalo.

Estos resultados llevan a concluir que, cuando los procesos de cambio económico inducen a desplazamientos en la oferta de trabajo a través del

CUADRO B

RESULTADOS DE LAS REGRESIONES DEL MODELO
DE PARTICIPACION DE LA MUJER
(Tiempo de vida en el trabajo)

Constante	Educación	Log Ing. (familiar)	Edad mujeres	Nº de hijos vivos	Educ Edad	Estado civil	R2	F
-11,674 (-4,080)	0,977 (3,596)	2,671 (6,362)	0,031 (0,519)	-0,164 (-0,776)	-0,022 (3,390)	1,592 (2,001)	0,0850	25,42
-11,825 (-4,143)	0,994 (3,671)	2,650 (6,326)	0,022 (0,380)		-0,022 (2,700)	1,887 (2,700)	0,0850	30,39
5,422 (3,596)	0,468 (5,854)		-0,114 (-3,992)			1,825 (2,577)	0,0540	30,35

Nota: En paréntesis, el valor de los test t. Número de observaciones 1.648.

La variable dependiente es la razón entre la experiencia actual y la experiencia potencial.

tiempo como es en este caso, las estimaciones de corte transversal no predicen con exactitud los cambios, sino que solo sirve en el caso de períodos muy cercanos al momento en el cual se hace la estimación. Como ocurrió al estimar el cambio entre los años 1977 a 1987 con una predicción basada en el año 1981 y no así en los otros dos casos.

La explicación del efecto de desplazamiento, que se produce con la variable educación, puede estar en la tesis de Schultz (1980), como se anunció antes. Esta plantea que hay desequilibrios que son inherentes a los procesos de modernización de las economías, y como la educación aumenta la capacidad de las personas para adaptarse a ellos, entonces se favorece la incorporación a la fuerza de trabajo de las personas con mayor nivel de educación, en esos períodos.

En cuanto al efecto positivo de la variable de ingreso familiar sin considerar el ingreso de la mujer, sobre el tiempo de vida de la mujer en el trabajo, se puede explicar como consecuencia de una alta correlación entre los niveles de educación de los esposos, y por una gran correlación positiva entre los salarios de los esposos. De cualquier forma, éste es un punto que debe ser investigado en futuros trabajos, en que se tenga en cuenta también el efecto inverso, es decir, de la participación femenina sobre el ingreso familiar.

El cuadro 9 presenta la tasa de participación de las mujeres en la fuerza de trabajo según decil del ingreso familiar, la cual aumenta a través del tiempo en mayor proporción a niveles más alto de ingreso. Sin embargo, el sentido de esa relación es algo más complejo, puesto que depende de las correlaciones de ingreso entre los esposos, elasticidad de ingreso de las horas trabajadas de cada uno de los esposos, y elasticidades cruzadas lo cual es materia de otro trabajo que se debe realizar en futuras investigaciones.

5. TEST DE CORRELACION REZAGADA EN LAS SERIES DE TIEMPO 1957-1987

De las estimaciones realizadas en las secciones anteriores no es posible deducir un comportamiento definido de la variable fecundidad sobre la participación femenina.

Con el fin de obtener una mayor claridad acerca del sentido que tiene la correlación entre estas variables, se sometió al test t de correlación en los residuos, tanto a la ecuación de participación como a la ecuación de fecundidad explicadas ambas por este mismo par de variables rezagadas (R. Michael, 1985).

Las dos ecuaciones estimadas fueron:

$$TPMt = \alpha_0 + \alpha_1 \text{ año} + \alpha_2 TPM_{t-1} + \alpha_3 TF_{t-1} + \epsilon_t \quad (1)$$

$$TF_t = \beta_0 + \beta_1 \text{ año} + \beta_2 TPM_{t-1} + \beta_3 TF_{t-1} + \epsilon_t \quad (2)$$

Para establecer que los residuos en estas dos ecuaciones no estén correlacionados serialmente, se observan los coeficientes sobre las variables rezagadas.

El test t para la correlación serial en el término de error se toma de la estimación de las ecuaciones sobre los errores, (3 y 4) y basado en los coeficientes de b1 y c.

$$\epsilon_t = a + b_1 \epsilon_{t-1} + b_2 \text{ año} + b_3 TPM_{t-1} + b_4 TF_{t-1} + U \quad (3)$$

$$\epsilon_t = d + c_1 \epsilon_{t-1} + c_2 \text{ año} + c_3 TPM_{t-1} + c_4 TF_{t-1} + \mu \quad (4)$$

Si el valor estimado para b1 no es estadísticamente significativo, entonces no hay ninguna correlación de primer orden en los residuos en la ecuación de participación de las mujeres (TPM). De igual forma se procede en la regresión et para la fecundidad (TF, nacimientos por mujer entre 15-44 años). El procedimiento lleva a extender los rezagos en cada regresión hasta que el término de error ϵ_t y ϵ_t , separadamente no estén serialmente correlacionados.

CUADRO 9

TASA DE PARTICIPACION DE LAS MUJERES SEGUN DECIL DE INGRESO FAMILIAR PARA EL GRAN SANTIAGO, 1957-1987

Nº	DECILES										Total
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	
57	25,1	25,6	21,4	25,8	22,1	29,7	28,2	37,3	40,7	37,7	29,2
58	25,1	25,1	23,0	28,4	26,3	30,1	32,6	36,7	35,8	36,4	29,8
59	23,1	21,7	22,8	21,2	24,6	25,9	34,3	36,6	39,3	35,1	28,2
60	26,0	21,0	24,6	30,2	23,3	30,2	35,6	43,3	32,2	32,3	29,6
61	17,0	18,0	22,5	22,4	25,6	28,0	29,5	31,0	30,5	35,6	25,7
62	21,1	19,9	19,6	23,0	28,6	27,2	25,7	34,3	29,4	31,8	25,9
63	18,5	18,7	24,0	19,4	24,4	27,7	31,5	33,3	34,6	37,1	26,6
64	20,1	16,8	19,8	22,0	19,5	25,9	29,4	36,1	36,0	36,2	25,9
65	18,9	17,2	22,2	25,5	25,9	25,9	30,7	34,1	37,4	39,5	27,4
66	19,5	18,4	19,6	24,3	24,6	30,2	33,0	34,8	38,3	42,0	28,1
67	17,0	19,4	21,8	24,2	29,7	30,3	33,7	38,8	37,6	36,5	28,7
68	18,8	17,8	22,4	24,2	27,0	32,6	33,2	40,0	34,5	33,2	28,3
69	22,0	21,4	21,7	28,8	29,2	31,9	29,7	33,9	36,5	33,6	28,7
70	20,0	18,8	27,3	26,0	28,7	30,7	34,4	33,8	35,2	40,7	29,2
71	23,3	19,5	23,2	25,6	31,2	28,1	33,9	37,6	38,3	46,1	30,2
72	22,2	15,9	20,0	23,8	26,0	29,6	34,7	34,9	43,9	45,2	28,8
73	15,4	18,2	20,1	24,1	27,9	28,9	32,8	39,9	33,4	41,3	27,6
74	22,4	20,2	20,6	22,5	26,9	26,5	33,6	36,2	40,2	41,5	28,6
75	25,1	20,8	25,5	22,7	24,5	23,2	30,0	34,8	33,2	39,1	27,4
76	31,6	29,8	20,9	29,0	25,5	30,2	29,7	37,7	37,5	39,5	30,9
77	23,0	24,4	19,8	25,0	26,0	28,4	35,9	37,6	40,0	43,7	29,9
78	24,7	21,3	24,7	25,6	28,4	29,4	37,2	37,7	40,7	40,2	30,6
79	23,1	20,0	25,2	27,4	25,5	33,0	35,0	35,2	39,4	35,6	29,7
80	21,4	21,9	23,0	23,8	28,0	33,1	32,1	31,2	38,8	41,6	29,0
81	20,5	19,3	26,2	24,9	31,6	30,2	34,0	43,4	37,5	45,7	31,0
82	18,1	23,8	21,2	29,7	27,1	29,6	31,2	36,8	44,8	42,1	30,0
83	18,7	24,9	26,1	29,1	27,1	29,9	31,2	36,5	45,1	47,5	31,1
84	25,3	28,4	27,4	25,6	31,2	31,8	34,1	39,7	38,2	41,7	32,1
85	23,2	22,7	28,0	25,9	25,7	31,6	35,8	40,0	37,6	43,2	31,1
86	26,1	20,0	28,0	27,5	29,2	32,8	31,8	39,3	43,3	44,6	31,9
87	24,4	26,6	26,3	30,1	36,6	35,5	40,5	37,5	43,3	48,4	34,6

Fuente: Departamento de Economía, U. de Chile, junio de cada año.

Una vez eliminada la correlación serial en los errores, se investiga el efecto rezagado de una variable sobre la otra en el sistema de ecuaciones estimado (1 y 2), observando el coeficiente que acompaña a cada una de las variables rezagadas, α_3 en la ecuación TPM y β_2 en ecuación TF. Si α_3 es estadísticamente significativo se puede decir que hay alguna regularidad empírica en los valores pasados de TF que afectan en el presente a TPM. De igual forma si β_2 es estadísticamente significativo, se puede plantear que los valores pasados en TPM afectan los valores presentes de TF.

Este procedimiento solamente establece si hay o no una regular asociación entre TF y TPM, es decir entre la tasa de fecundidad y la tasa de participación de las mujeres. Sin embargo, cuando los valores pasados de la fecundidad, por ejemplo, están correlacionados con los valores presente en la tasa de participación de la mujer en la fuerza de trabajo puede ser que ese valor de TF sea un efecto de intermediación de algún otro factor, y así en el presente no tenga ninguna relación directa con la tasa de participación.

El cuadro 10 presenta los resultados de la prueba de correlación serial entre varios pares de variables, entre los cuales se correlaciona la tasa de participación de las mujeres entre 25 y 44 años en la fuerza de trabajo con las siguientes variables: participación de las mujeres entre 25 - 44 años en la fuerza de trabajo con la tasa de fecundidad global (TFG);

Tasa de fecundidad de las mujeres entre 25-44 años	(TF25-44);
Tasa de fecundidad de mujeres entre 20-24 años	(TF20-24);
Tasa de fecundidad de mujeres entre 25-29 años	(TF25-20);
Tasa de fecundidad de mujeres entre 30-34 años	(TF30-34);
Tasa de fecundidad de mujeres entre 35-39 años	(TF35-39);
Tasa de fecundidad entre 40-44 años;	
Tasa de fecundidad entre 45-49	(TF45-49);
Edad al primer matrimonio de las mujeres	(EPMMT);
Ingreso de los hombres	(YH).

Los test t para la correlación serial en los residuos muestran valores suficientemente pequeños como para rechazar la hipótesis de correlación, en la gran mayoría de los casos uno a dos años de rezagos son suficientes para eliminar la correlación en los residuos.

El test t para la correlación rezagada entre las variables de participación femenina y de fecundidad global y específica aceptan la hipótesis de que la tasa de participación de las mujeres en la fuerza de trabajo ayuda a predecir el nivel de la fecundidad pero no se acepta la hipótesis inversa. El valor del estadístico F confirma que este es un sistema de ecuaciones que están estrechamente interrelacionado.

Sin embargo, lo que resulta importante de señalar es que el coeficiente de la variable de participación rezagada en la ecuación de fecundidad es positivo, a pesar de esperarse un signo negativo. Este hecho puede tener relación con un efecto de avance tecnológico, que se manifiesta a través de la mayor participación femenina según lo señalado en los párrafos anteriores.

CUADRO 10

RESUMEN DEL TEST DE CORRELACION REZAGADO ENTRE LA VARIABLE DE PARTICIPACION DE LA MUJER EN LA FUERZA DE TRABAJO Y OTRAS VARIABLES SOCIOECONOMICAS (FECUNDIDAD, INGRESOS HOMBRES Y EDAD DE LA MUJER AL PRIMER MATRIMONIO), EN EL MODELO DE SERIE DE TIEMPO AUTORREGRESIVO BIVARIANTE 1957-1986

TPM	Variables	Test F		Test t para el coeficiente del residuo			Test t	
		X rezagado sobre TPM	TPM rezagado sobre X	TPM	X	Orden en ecuación de rezago	Coefficiente de X rezagado TPM	Coefficiente de TPM rezagado en ecuación X
TPMG	TF G	4,96	12,26	(0,38)	(-1,07)	(2)	(-0,21)	(2,26)
TPM25-44	TF 25-44	17,75	392,79	(0,42)	(1,12)	(1)	(-1,02)	(2,09)
TPM 25-44	TF 20-24	27,71	172,82	(0,68)	(0,86)	(1)	(-2,71)	(1,28)
TPM 25-44	TF 25-29	19,63	586,90	(0,42)	(1,12)	(1)	(-0,29)	(3,29)
TPM 25-44	TF 30-34	11,87	729,01	(0,35)	(1,32)	(2)	(-1,08)	(1,78)
TPM 25-44	TF 35-39	11,10	1.048,21	(0,38)	(1,40)	(3)	(-0,60)	(1,53)
TPM 25-44	TF 40-44	20,13	1.034,37	(0,49)	(1,55)	(1)	(-0,66)	(1,18)
TPM 25-44	TF 45-49	2,82	973,04	(-0,99)	(-0,16)	(1)	(-0,31)	(-0,73)
TPM 20-24	TF 20-24	2,20	103,12	(-0,82)	(-1,25)	(2)	(-0,13)	(-0,98)
TPM 25-44	YH	19,8	7,52	(0,54)	(1,16)	(1)	(0,48)	(-0,69)
TPM25-44	EPMMT	22,5	74,72	(-0,08)	(-1,41)	(2)	(1,70)	(0,33)

†

El planteamiento de avance tecnológico supone que conjuntamente con la mayor participación femenina, hay mayor nivel de educación, mayor conocimiento técnico, mayores niveles de ingreso, lo cual permite, esperar también, una menor probabilidad de muerte de la madre embarazada, una reducción de muertes de neonatales, y, por consiguiente, un aumento en la viabilidad de nacimientos a partir de un determinado nivel de concepciones. Esto produciría transitoriamente un efecto positivo sobre el nivel de la fecundidad, lo cual puede significar reducir el decrecimiento si la tendencia de la variable es decreciente. Explicando de esa forma el efecto positivo de la participación sobre la fecundidad, según las estimaciones del modelo.

Esta situación coincide plenamente con lo observado en el caso de Chile con respecto a los nacimientos, puesto que en el período en que aumenta fuertemente la participación femenina (1977-1987), al mismo tiempo se reduce la tendencia decreciente que tenía la fecundidad con respecto a la que tenía antes de ese período (L. Pardo, 1988, cuadro 7 pág. 40).

Con lo anterior, se clarifica la relación que se produce entre este par de variables en el período en estudio, en el sentido que no hay evidencias que la mayor participación femenina en la fuerza de trabajo haya sido explicada por algún efecto de la fecundidad. Sin embargo, queda demostrado que a través del proceso de mayor incorporación de la mujer al trabajo se manifiesta una tendencia al aumento en la fecundidad, lo que significa detener transitoriamente el proceso de decrecimiento que tiene la variable hasta la mitad de la década del setenta.

En el caso de la correlación entre edad promedio al primer matrimonio de la mujer y la variable de participación en la fuerza de trabajo, se acepta la hipótesis de que existe un efecto positivo y estadísticamente significativo desde la variable edad al matrimonio rezagado sobre la participación futura en la fuerza de trabajo; en cambio, no se acepta la hipótesis inversa.

Es posible que el efecto que se manifiesta a través de la variable edad al primer matrimonio, se explique por el aumento en el nivel de escolaridad de las jóvenes, por lo cual se posterga el tiempo en la nupcialidad. Esto produce un proceso de aumento transitorio en la edad promedio al primer matrimonio.

Los resultados no muestran ninguna correlación discernible estadísticamente entre el ingreso de los hombres y la participación de las mujeres en la fuerza de trabajo.

6. CONCLUSIONES

En conclusión se puede plantear que los resultados de la ecuación de participación de las mujeres, ajustada en sentido longitudinal con la serie de tiempo 1957-1987, acepta las hipótesis del modelo básico de participación de la mujer en la fuerza de trabajo, en el sentido de que la mayor incorporación de la mujer en la fuerza de trabajo es explicada por un efecto positivo de los salarios de la mujer y por uno negativo y más débil del ingreso de los hombres. Las variables de ingreso explican alrededor del 70 por ciento del cambio en la tasa de participación. También se encuentra un efecto directo de la educación sobre la participación de las mujeres en la fuerza de trabajo, de tal forma que no todo su efecto se manifiesta a través de los salarios. Sin embargo, el coeficiente asociado a la variable de salarios continúa siendo significativamente diferente de cero, al igual que el coeficiente que acompaña a la variable de educación, y al mismo tiempo, se produce un aumento en el nivel explicativo del modelo.

En cambio, no se acepta la hipótesis de que exista algún efecto del ciclo económico, considerado por la tasa de desocupación masculina, sobre la variable de participación de las mujeres. Tampoco se acepta que los cambios en la

estructura del empleo hayan provocado un aumento en la participación femenina, sino, por el contrario, se concluye que los cambios en el empleo surgen como consecuencia de una mayor incorporación de la mujer al trabajo.

Tampoco se acepta la hipótesis de que la disminución de la fecundidad explique el aumento en la tasa de participación femenina. Sin embargo, sí se acepta la hipótesis de que junto al aumento en la participación femenina, posteriormente, se explique una desaceleración transitoria en la tendencia decreciente de la fecundidad.

Las predicciones del cambio en la tasa de participación, en base a los coeficientes estimados de un modelo *logit* de corte transversal, sobrepredicen el verdadero cambio en períodos pasados. La capacidad predictiva del modelo está limitada solamente a cortos períodos de tiempo alrededor de la observación. Por el contrario, estimaciones de tiempo de vida en el trabajo permiten explicar en mejor forma los cambios en la tasa de participación a través del tiempo y ponen en evidencia las razones de la diferencia entre el cambio efectivo y el observado en la participación, centradas en un momento en el tiempo.

Los resultados obtenidos permiten concluir que las discrepancias se producen cuando los procesos de crecimiento económico inducen a cambios en la oferta de trabajo en el tiempo, de tal forma que los efectos de los salarios y de la educación sobre la participación aumentan a través del tiempo.

Los resultados sugieren que efectivamente se incrementan los efectos de la educación sobre la participación, los cuales confirman la hipótesis de Schultz en el sentido que ello resulta como consecuencia del proceso de modernización de la economía, la cual favorece la contratación de la población con mayor nivel de escolaridad, tanto hombres como mujeres. Sin embargo, como estas últimas se mantenían tradicionalmente fuera del mercado, implica, ahora, un fuerte cambio en su comportamiento de trabajo.

REFERENCIAS

- BARTH, P. "A cross-sectional analysis of labor force participation rates in Michigan", *Industrial and Labor Relation Review*, nº20, vol. 2, 1967.
- BOWEN y FRINEGAN. "Educational attainment and labor force participation", *American Economic Review* nº56, vol. 2, mayo, 1966.
- GEENHALG, CH. "Participation and hours of work for married women in Great Britain", *Oxford Economic Papers*, nº32, vol. 2, julio 1980.
- GRONAU, R. "The intrafamily allocation of Time: the value of the house wife's time" *American Economic Review*, nº63 vol. 4, septiembre, 1973.
- _____ "The allocation of time israeli women", *Journal of Political Economy*, nº84 vol. 2, pto. 2, agosto, 1973.
- MICHAEL, R. "Consequences of the rise in female labor force participation rates: questions and probes", *Journal of Labor Economics*, nº1, vol. 3, 1985.
- MINCER, J. "Labor force participation of married women", In *Aspects of Labor Economics*, edited by H. Gregg Series Universities. National Bureau Conference Ser., nº14 Princeton, N.J., Princeton University Press (for NBER), 1962.
- O'NEIL, J. "A times-series analysis of women's labor force participation", *The American Economic Review*, Papers and Proceedings, vol. 71, nº2, mayo, 1981.
- PARDO, L. "Una revisión histórica a la participación de la población en la fuerza de trabajo. Tendencias y características de la participación de la mujer". *Estudios de Economía*, vol. 15, nº1, Departamento de Economía, Universidad de Chile, abril, 1988.
- SCHULTZ, T.W. "The value of ability to deal with desequilibria", *Journal of Economic Literature* 13, septiembre, 1975.
- _____. "Unvesting in people". Berkeley: University of California Press, 1980.