

# Cambios en la participación laboral de las mujeres casadas en el Área Metropolitana de Monterrey: 1976-1996\*

**Jorge N. Valero Gil\*\***

*Mediante la aplicación de un modelo económico de ciclo de vida se analizan los cambios en la participación en el mercado de trabajo de las mujeres casadas ocurridos entre 1976 y 1996 en el Área Metropolitana de Monterrey. Se pone especial interés en el análisis del efecto de la crisis económica sobre dicha participación y se encuentra que el efecto neto de la crisis es de el decremento la participación de las esposas. Además se percibe que la participación de éstas ha aumentado debido a factores asociados con el cambio de actitudes frente al mercado de trabajo, la edad, el mayor efecto de la educación y la disminución en el número de hijos. Factores como la caída en los ingresos familiares y el desempleo de los esposos parecen más débiles.*

Palabras clave: economía del género, participación y cuidado de los hijos, estudios urbanos de la participación, salarios de reserva de esposas, niveles salariales y estructura, modelos de regresión censurados, modelos de regresión de sección cruzada, modelos logit.

Fecha de recepción: 20 de junio de 1999.

Fecha de aceptación: 25 de septiembre de 2001.

## **Antecedentes**

En este trabajo se estudian los cambios en la participación en el mercado de trabajo (que llamaremos “participación”) de las mujeres casadas (esposas) en el Área Metropolitana de Monterrey (AMM) ocurridos entre 1976 y 1996. Se utiliza un modelo binario logit, que incluye a las esposas que tienen la opción de escoger entre participar en el mercado de trabajo o permanecer en su hogar.<sup>1</sup> Buscamos conocer cuáles son las principales causas de los cambios en dicha participación y si las variaciones salariales ocurridas en este periodo la han hecho aumentar o disminuir.

\* Agradezco los comentarios de dos árbitros anónimos de esta revista que ayudaron a mejorar este artículo. Los errores que quedan son de mi responsabilidad.

\*\* Universidad Autónoma de Nuevo León. Correo electrónico: jvalero@ccr.dsi.uanl.mx; jnvg@coah1.telnet.net.mx

<sup>1</sup> La muestra se integró con mujeres casadas cuyo esposo está presente y que seleccionaron entre estar ocupadas en el mercado de trabajo o dedicarse a su hogar. No se incluyó a las esposas desempleadas o a las estudiantes porque era poco significativo el número de casos.

La fuente de datos para 1976 es la Encuesta Continua de Mano de Obra llevada a cabo por la Secretaría de Programación y Presupuesto en el Área Metropolitana de Monterrey. Para 1996 se utiliza la Encuesta de Migración, Empleo y Salarios en el Área Metropolitana de Monterrey llevada a cabo por el Centro de Investigaciones Económicas de la Universidad Autónoma de Nuevo León (UANL), la cual fue financiada por la Asociación Mexicana de Población (AMEP). Este financiamiento nos permitió dar seguimiento a cuestiones como migración, vivienda, número de hijos y sus edades, etc., lo que nos permite ahora incluir variables que consideramos relevantes al hacer una comparación de largo plazo de la participación de las esposas en el mercado de trabajo. Este tipo de comparaciones difícilmente puede extenderse a otras ciudades del país, con la excepción del Área Metropolitana de la Ciudad de México, debido a la inexistencia de información, a la falta de homogeneidad en la misma, o a la destrucción o pérdida de las cintas magnéticas y tarjetas en que se grababa la información individual. En este sentido, este trabajo representa una aportación ya que se extiende a un periodo de 20 años y utiliza datos individuales, lo que parece adecuado para cubrir un cambio generacional de actitudes ante el trabajo de las esposas.

La participación de las esposas en el mercado de trabajo en el AMM pasó de 8.0% en 1976 a 19.6% en 1996. En todo el país se ha encontrado también que la participación de las esposas se ha venido incrementando desde hace un tiempo. Así, en un estudio de Rubin-Kurtzman (1993b) para el periodo 1970-1976 se advierte que las mujeres casadas tenían significativamente más posibilidades de trabajar en 1976 que en 1970. Asimismo, el trabajo de Estrella y Zenteno (1998) muestra que entre 1988 y 1994 hubo una gran variación en la participación de las esposas. La información sobre participación en el mercado laboral cambia cuando se parte de otras fuentes de datos debido a efectos aleatorios, *al diferente diseño de las muestras o al mes en que éstas se levantaron*. Para fines comparativos en el cuadro 1 se presentan las tasas de participación de las mujeres casadas en las tres grandes áreas metropolitanas de México y en el resto de la muestra. Se puede observar que los mayores cambios afectan la participación en el AMM, lo cual hace más prometedor el estudio de su origen.

El incremento en la participación de las esposas ocurre también en los países desarrollados como lo muestran Killingsworth y Heckman (1986) para Estados Unidos, Canadá, Inglaterra y Alemania. En

## CUADRO 1

Tasas de participación de las mujeres casadas por áreas metropolitanas de México; primer trimestre de 1987 y cuarto de 1991

<i>Área metropolitana</i>	<i>I-1987</i>	<i>IV-1991</i>
Ciudad de México	26.9	28.0
Guadalajara	20.2	24.4
Monterrey	16.6	24.0
Resto ENEU	20.3	22.1
Total ENEU	19.98	22.9

Fuente: Elaborado con datos de la ENEU (INEGI). Se incluyó las esposas casadas con esposo presente, trabajando o dedicadas al hogar con edades entre 23 y 52 años.

todos estos países la participación de las mujeres casadas supera 40% del total, y está muy por encima de las cifras que presenta el cuadro 1.

En este estudio pretendemos distinguir los efectos de la caída en los salarios reales de la participación de las mujeres casadas. Se aprecian tres fuerzas principales: *a*) el efecto de la caída en los salarios reales de la familia de la esposa; *b*) el efecto de la caída en el salario real que la propia esposa enfrenta, y *c*) la tendencia de las esposas a participar más en la fuerza de trabajo debido a cambios en las preferencias de las familias. Estudios como el de Rendón (1990) consideran principalmente el caso (*b*), enfocando su atención en el incremento o decremento de oportunidades laborales que enfrentan las esposas, aunque atribuyen parte de los cambios a la fuerza indicada en (*a*). El estudio de García y Oliveira (1990), por ejemplo, se concentra en las fuerzas (*a*) y (*b*) al estudiar en general los efectos de la baja en los salarios reales y el desempleo abierto masculino (entre otros factores) sobre la participación femenina.

En la metodología seguida en este estudio se compara el salario real que recibe el individuo en el mercado de trabajo, con su salario de reserva. Por salario de reserva se entenderá el menor salario que estarían dispuestos a aceptar los individuos al desempeñar un empleo en el mercado de trabajo. En la medida en que el salario del mercado sea mayor que el salario de reserva el individuo participará en el mercado de trabajo. Por ejemplo, es posible que el desempleo del esposo disminuya el salario de reserva de la esposa, haciendo que ésta acepte trabajar a cambio de un salario menor al que estaría dispuesta si el esposo estuviera trabajando. Por el contrario, es posible que el nacimiento de un hijo haga que se eleve el salario de reserva de la esposa,

que sólo estaría dispuesta a trabajar si el salario fuera mayor, ya que las horas de trabajo en casa tenderían a aumentar, disminuyendo la probabilidad de que trabaje en el mercado laboral.

Los factores que afectan la participación (a través de cambios en los salarios del mercado y en los salarios de reserva) se pueden dividir en observables y no observables. Los primeros se refieren a las variables que se presentan en las estadísticas y que han cambiado entre 1976 y 1996. Por ejemplo, los salarios reales, los ingresos familiares, el número de hijos del jefe de familia. En cambio, los factores no observables que no se encuentran en las estadísticas pueden deberse a que ha cambiado la intensidad de respuesta que las esposas dan a las variables observables; por ejemplo, las variaciones en la probabilidad de participación si las esposas tienen un año más de educación. También pueden deberse a que las modificaciones en las preferencias y restricciones que enfrentan las esposas hacen que cambie su salario de reserva. Al disminuir el salario de reserva es posible que éstas acepten salarios reales en 1996 que en 1976 les parecían inaceptables.

¿Qué variables observables generan cambios en la participación de las esposas? Las que afectan los salarios que pueden recibir en el mercado de trabajo, como la educación y las que afectan el salario de reserva, como la edad, el número de hijos pequeños, la pobreza y la situación de inmigrante. Enseguida discutiremos brevemente el caso de cada una de estas variables, refiriéndonos a los datos que se presentan a la Encuesta Continua de Mano de Obra tomada en 1976 y a la Encuesta de Migración, Empleo y Salarios en el Área Metropolitana de Monterrey.

### *El cambio salarial y la apertura del mercado laboral*

Estas variables afectan los costos de oportunidad de las mujeres que se dedican al hogar. Entre 1976 y 1996 los salarios reales por hora promedio de las esposas, a precios de 1996, pasaron de 16.76 pesos por hora a \$18.42. En el mismo periodo los ingresos de las familias (excluyendo el de las propias esposas) decrecieron en términos reales aproximadamente 27%, como se muestra en el cuadro 2, ya que disminuyeron de 5 335 a 3 875 pesos mensuales. El aumento en el nivel salarial de las esposas se debió a que cambió la proporción de las que trabajaban como asalariadas (empleadas u obreras) respecto a las no asalariadas (que trabajan por cuenta propia o son patronas) y al au-

mento en los ingresos laborales de estas últimas. Mientras el salario por hora promedio de las esposas asalariadas disminuía de \$24.89 a \$18.26 (el mismo 27% mencionado), el de las no asalariadas aumentaba de \$7.24 a \$18.84, debido en parte a que los años de educación de las esposas no asalariadas aumentaron más que los de las asalariadas. Para diferenciar las causas hay que modelar la ecuación de salarios en una ecuación de regresión donde podamos analizar por separado los efectos de la educación y del lugar de actividad. En 1976 por cada no asalariada había 1.3 asalariadas, situación que cambió para 1996, cuando había cuatro asalariadas en promedio por cada no asalariada, como se muestra en el cuadro 2. Se abren oportunidades como asalariadas para las esposas menos educadas, y como no asalariadas para las más educadas. Estos cambios no parecen ser puramente aleatorios.<sup>2</sup>

### *La educación*

Esta variable afecta directamente el costo alternativo del tiempo para las mujeres casadas, ya que a mayor educación mayor salario potencial en el mercado de trabajo. Además, en la medida en que la educación cambie la actitud de las esposas y sus familias frente al mercado de trabajo, cambiará también su salario de reserva. Morelos, Aguirre y Pimienta (1997) encuentran una clara relación entre la educación y la participación y consideran que la feminización de la mano de obra mexicana depende en buena medida de la expansión educativa. En el caso del AMM, en el cuadro 2 se muestra que si bien las esposas que tienen menor educación participan menos, entre 1976 y 1996 incrementan más su participación en términos porcentuales. La participación de las esposas que tenían de 0 a 9 años de educación pasó de 6.4 a 14.6%, mientras que para las que tenían 10 años de educación o más, pasó de 18.9 a 29.2 por ciento.<sup>3</sup>

<sup>2</sup> Rubin-Kurtzman (1993a) encuentra que el mejor predictor del empleo femenino no asalariado en la Ciudad de México en 1970 era el ser casada.

<sup>3</sup> Estas cifras son bajas si se comparan con las de Estados Unidos. Blau (1998) muestra que entre 1970 y 1995 las esposas con menos de 12 años de educación aumentaron su participación de 39.3 a 46.9%, mientras que las casadas con más de 12 años de educación la aumentaron de 47.6 a 76.7 por ciento.

**CUADRO 2**  
**Características de las esposas en los años 1976 y 1996**

	% 1976	% 1996
Participación en la fuerza de trabajo	8.0	19.6
0 a 9 años de educación	6.4	14.6
10 años o más de educación	18.9	29.2
Relación:		
Obreros o empleados/cuenta propia	1.3	4.0
0 a 9 años de educación	0.7	3.5
10 años o más de educación	10.1	4.3
Inmigrantes recientes	6.8	4.9
<i>Características medias</i>	<i>1976</i>	<i>1996</i>
Número de hijos menores de 12 años del jefe de familia	3.48	1.32
Edad	35.78	37.76
Otros ingresos mensuales (\$)	5 334.51	3 875.09
Salarios por hora (\$)		
Todos	16.36	18.42
Obreros o empleados	24.89	18.26
Trabajadores por cuenta propia	7.24	18.84
Años de educación		
Todos	5.93	8.45
Obreros o empleados	8.86	10.06
Trabajadores por cuenta propia	5.50	10.68

Fuentes: Elaborado con base en los datos de la Encuesta Continua de Mano de Obra de la Secretaría de Programación y Presupuesto (1976) y de la Encuesta de Migración, Empleo y Salarios en el Área Metropolitana de Monterrey llevada a cabo por el Centro de Investigaciones Económicas de la UANL. Las variables "otros ingresos" y "salarios por hora" están a precios de 1996. Otros ingresos excluyen los ingresos del trabajo de la esposa. La información por tipos de actividad no incluye la de "patrón" y "trabajador familiar sin remuneración" porque la proporción muestral fue inferior a 1%. Esta población sí se incluye para "todos".

### *La edad*

Al igual que la educación, al cambiar la edad y por lo tanto la experiencia laboral potencial de las esposas, varía también el costo de oportunidad de que las esposas se dediquen totalmente a su hogar. Asimismo, con esta variable puede estar cambiando el salario de reserva, ya que incluye otros factores, como la edad de los hijos, su mayor espaciamiento, y el que se haya incrementado la edad de matrimonio de la mujer. La edad suele aproximarse a la experiencia laboral,

pero en este estudio, por tratarse de mujeres casadas que no necesariamente permanecen constantemente en el mercado de trabajo, no se le da esta interpretación.

### *El cambio en el número de hijos*

Como el número de hijos de 11 años o menos del jefe de familia pasó de 3.48 a 1.32<sup>4</sup> es de esperarse que esto influya en el aumento de la participación, dado que la mujer casada dedica gran parte de su tiempo a la atención de sus hijos pequeños.

### *La pobreza*

La crisis económica ocurrida en el periodo de estudio empobreció la mayoría de los hogares mexicanos y disminuyó, por tanto, el salario de reserva, ocasionando el incremento de la participación de las esposas. Este argumento nos lleva a incorporar en nuestro análisis las variables “desempleo del jefe de familia” y “otros ingresos familiares laborales” donde no se incluyen los ingresos laborales de la propia esposa. García y Oliveira (1990: 53) también consideran estas variables, la baja en los salarios reales y el incremento en la tasa de desempleo abierto masculino, para explicar los incrementos en la participación femenina. Aun cuando hay dudas razonables sobre la manera de medir el desempleo, no hay un indicador de uso general que exprese el cambio en las condiciones económicas del país por el que se pueda sustituir. Sin embargo, se puede complementar con los ingresos laborales de la familia que ayudan en la misma medición. Por ejemplo, si el esposo no queda desempleado debido a que acepta un salario menor, el efecto sobre la decisión de participación de la esposa podrá ser captado. Nótese que la variable “desempleo” se refiere únicamente al jefe del hogar si éste es hombre, mientras que la variable “otros ingresos” se refiere al resto de la familia, incluyendo al jefe pero excluyendo los ingresos de la esposa. Es impor-

<sup>4</sup> Todas las medias presentadas para 1976 provienen de la Encuesta Continua de Mano de Obra y para 1996 de la Encuesta de Migración, Empleo y Salarios en el Área Metropolitana de Monterrey. Tomando la muestra de la ENEU para el primer trimestre de 1987 la media es de 1.39 hijos cuando se considera a las esposas casadas con esposo presente. Las medias son sólo una aproximación, ya que el estudio se refiere a los casos individuales.

tante deducir los ingresos laborales de la propia esposa de los ingresos laborales familiares a fin de separar sus efectos.<sup>5</sup> ¿Qué tan importantes son estos efectos? Uno de los objetivos de este estudio es conocer el efecto de incrementar en un peso los salarios de los miembros de la familia, sobre la probabilidad de que participen las esposas en el mercado de trabajo. Podemos esperar dos efectos: uno derivado del cambio salarial inesperado de un peso en el propio salario de las esposas que las lleva a aumentar su participación, y el otro como consecuencia de incrementar un peso el salario de otros miembros de la familia, con lo que crecerá su salario de reserva y disminuirá su probabilidad de participación.

### *El cambio en la inmigración reciente*

La proporción de esposas con menos de seis años de haber inmigrado pasó de 6.8 a 4.9%, disminuyendo entre 1976 y 1996, y pudo haber afectado su participación en el mercado laboral, ya que el salario esperado cambia para las inmigrantes. Valero y Tijerina (1998) encuentran que ser esposa inmigrante reciente en el AMM baja la probabilidad de participación. Dada la fuerte disminución en la proporción de inmigrantes recientes al AMM, parece importante controlar ese factor para observar el efecto de las variables de salarios e ingreso.

Enseguida nos referiremos a la información muestral que se utilizará, luego presentaremos el modelo económico y explicaremos cómo se va a estimar. Después daremos los resultados, y por último expondremos las conclusiones del estudio.

### **Los datos**

Los datos de 1976, que incluyen 2 516 casos de personas de 12 años o más, provienen de la muestra para el cuarto trimestre de 1976 de la Encuesta Continua de Mano de Obra que llevó a cabo la Secretaría de Programación y Presupuesto en el AMM, donde la unidad de observación es el hogar. Los datos de 1996 provienen de la Encuesta de Migra-

<sup>5</sup> Una posibilidad analizada por García y Oliveira (1990) es dividir a la población ocupada en sectores económicos y buscar la población en los sectores más afectados por la crisis. Este enfoque no es usado aquí, ya que se emplean directamente los cambios en los salarios reales.

ción, Empleo y Salarios en el Área Metropolitana de Monterrey llevada a cabo por el Centro de Investigaciones Económicas de la UANL; se incluyen 4 600 casos. De estas muestras se tomaron los siguientes casos: a) Se pidió que cualquier actividad represente al menos 1% de la muestra por sexo, con lo que se eliminan las opciones de “estudiantes” y “desempleadas”, quedando la opción de “ocupadas”, que se considera sinónimo de participación en el mercado de trabajo refiriéndose al “trabajo remunerado”, y la opción de “dedicadas al hogar”; b) se incluyeron únicamente las mujeres que se declararon “casadas”, y de éstas sólo los casos en que el jefe de familia era hombre; c) sólo se registraron las que tenían entre 23 y 52 años de edad a fin de asegurar que al menos hubiera seis casos para cada edad en el año 1976 en que la muestra fue menor. Todo esto persiguió la finalidad de hacer comparables las muestras de 1976 y de 1996 y reducir los problemas de heterogeneidad. Quedaron así 427 casos en 1976 y 754 en 1996.

Para comparar los ingresos de 1976 y 1996 se utilizó el Índice de Precios al Consumidor para el AMM preparado por el Banco de México, durante el periodo comprendido entre noviembre de 1976 y mayo de 1996 (19.5 años), que indica una caída salarial media de 33.8%. Después se hizo una corrección similar a la aplicada por Boskin *et al.* (1997) para Estados Unidos por considerar que el índice de precios sobreestima la pérdida del consumidor en 1.1%, debido a que el consumidor sustituye entre bienes, a la mejor calidad de los bienes, a los nuevos bienes y a los nuevos sistemas de mercadeo. Con esta corrección<sup>6</sup> se estimó la caída salarial en 23%. Estos datos son importantes para explicar por qué ocurrió un cambio salarial realmente inesperado, haciendo la estimación de éste con el menor cambio disponible.

### El modelo<sup>7</sup>

Al estudiar los cambios en la participación entre 1976 y 1996, comparamos a dos individuos representativos con la intención de conocer cómo

<sup>6</sup> La inflación promedio (en media geométrica) entre noviembre de 1976 y mayo de 1996, de acuerdo con los Indicadores del Banco de México, fue de 41.5 % anual. Este estimador está basado en el índice de ponderaciones fijas de Laspeyres y por lo tanto constituye una cota superior al índice de costo de la vida. El ajuste del 1.1% indicaría que el incremento en el costo de la vida anual fue realmente de 40.4 por ciento.

<sup>7</sup> Para una discusión más amplia sobre este modelo véase Valero, 1997.

modificarán su oferta de trabajo al cambiar las variables explicativas. En este estudio se usará un modelo de ciclo de vida donde el individuo representativo prevé desde el principio de su vida cuáles serán sus salarios esperados y sobre la base de éstos decide cuándo participar. Al cambiar sus salarios esperados es previsible que cambie sus decisiones acerca de cuándo participar. La gráfica 1 ayudará a visualizar esta situación. En el eje horizontal medimos el tiempo de vida del individuo de 0 a T; en el eje vertical los salarios y el valor marginal del tiempo (su salario esperado y el valor que le asigna a su tiempo si no participa). El individuo inicialmente, en el punto A, conoce que los salarios a lo largo de su vida están representados por la línea AB. El valor que él le asigna a su tiempo, si no trabaja, viene dado por la línea CD, que para fines de esta gráfica se está suponiendo que no varía con el tiempo. El punto C es una función de la utilidad marginal del ingreso. El individuo participará en el mercado cuando el salario sea mayor a su salario de reserva, esto es, cuando la línea AB está por encima de la línea CD, ya que en estos tramos es mayor el valor marginal de su tiempo si lo usa en el mercado que fuera del mercado. Supongamos que los salarios esperados disminuyen de una manera exógena (debido a la crisis económica) y que ahora vienen dados por la línea EF. En este caso, el modelo de ciclo de vida predice que la utilidad marginal de cada peso aumentará (Heckman, 1974) y disminuirá el valor que el individuo asigna al tiempo fuera del mercado, digamos a GH. Como estos efectos son contrapuestos es posible que la participación aumente o disminuya, dependiendo de si es mayor el efecto de la disminución salarial que el del incremento en la importancia de ganarse un peso para la esposa.

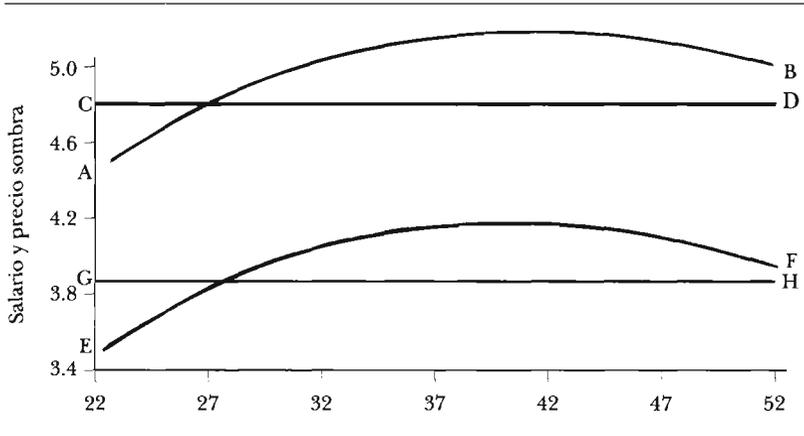
Para cuantificar el modelo es razonable escribir una ecuación de los salarios y una ecuación del salario de reserva, y considerar que las esposas participarán en el mercado cuando el salario sea mayor que su salario de reserva. La ecuación de salarios se expresará como:

$$\ln W_{it} = \alpha_{0t} + \alpha_{1t}' X_{it} + \varepsilon_{1it} \quad i = 1, \dots, n; t = 1976, 1996 \quad [1]$$

$$E(\varepsilon_{1it}) = 0$$

Los cambios en el logaritmo natural del salario medirán variaciones proporcionales entre 1976 y 1996; el cambio en la constante  $\Delta\alpha_{0t}$  representará las modificaciones exógenas (al individuo) en los salarios, y capturaré la caída salarial ocurrida en el AMM en el nivel de salarios reales de las esposas.

GRÁFICA 1  
Cambios en salarios y en precio sombra del tiempo



La función  $S$  de salario de reserva (o de precio sombra del tiempo) será una función de lo que pueda alterar el valor que las esposas asignan a su tiempo. Se incluye una función  $f(\lambda)$  de la utilidad marginal de la riqueza  $\lambda$  en el tiempo  $t = 0$  que cambiará al darse un cambio inesperado en los salarios, los cuales al disminuir harán que la utilidad marginal de un peso se incremente y aumente también, por tanto, la probabilidad de estar ocupado. Lo referente a la determinación de  $\lambda$ , que representa un efecto ingreso, ya ha sido ampliamente discutido por MaCurdy (1981); Heckman y MaCurdy (1980); y Browning, Deaton e Irish (1985), entre otros. La ecuación del precio sombra del tiempo ( $S$ ) queda como:

$$\ln S_{it} = \beta_{0t} + \beta_{1t}'X_{2it} + f_1(\lambda_i) + \varepsilon_{2it} \quad i = 1, \dots, n; t = 1976, 1996 \quad [2]$$

$$E(\varepsilon_{2it}) = 0$$

El término  $\beta_{0t}$  incluye preferencias personales y restricciones sociales referentes a la participación en el mercado de trabajo, y por lo tanto, el cambio en preferencias y restricciones será captado como  $\Delta\beta_0$ . En la ecuación de salarios [1] se considerarán como variables explicativas la educación y la edad. Se incluirá también una variable de actividad que tomará el valor de 1 si la esposa es asalariada y de 0 si no lo es. Además, dado que puede haber un proceso de autoselección de las mujeres ca-

sadas para el trabajo, las más hábiles para trabajar por ejemplo, se seguirá el método de dos etapas de Heckman (1979) para corregir este problema. En la ecuación [2] de precio sombra del tiempo se considerarán como variables explicativas el número de hijos menores de 12 años, el desempleo del jefe de familia, los ingresos laborales del resto de la familia (sin incluir los de la propia esposa), y el hecho de que la esposa tenga seis años o menos de haber inmigrado al AMM.

Si el individuo participa, se tendrá  $W \geq S$ , con lo que de las ecuaciones [1] y [2] se obtiene:

$$\begin{aligned} (\alpha_{0t} - \beta_{0t} + E(f_1(\lambda_t))) + \alpha_{1t}'X_{1t} - \beta_{1t}'X_{2t} &\geq \varepsilon_{2t} - \varepsilon_{1t} - f_1(\lambda_t) + E(f_1(\lambda_t)) & [3] \\ E(\varepsilon_{2t} - \varepsilon_{1t} - f_1(\lambda_t) + E(f_1(\lambda_t))) &= 0 \end{aligned}$$

Si llamamos  $P(t)$  a la probabilidad estimada de estar ocupado en el año  $t$  y llamamos  $g$  a una función que relacione la ecuación anterior con la probabilidad de estar ocupado, se obtiene:

$$P(t) = g[(\alpha_{0t} - \beta_{0t} + E(f_1(\lambda_t))) + \alpha_{1t}'X_{1t} - \beta_{1t}'X_{2t}], t = 1976, 1996. \quad [4]$$

Esta ecuación será estimada utilizando un modelo logit y se obtendrá la probabilidad estimada de participación:

$$P_m^* t = d_m^t Y^t + c_m^t$$

donde  $P_m^* t$  es la probabilidad estimada de trabajar y  $c_m^t$  es la constante que se obtiene como una diferencia. Con los estimadores obtenidos para los años 1976 y 1996 se definen los incrementos  $\Delta$  en probabilidad de ocupación  $\Delta P_m$ , en medias  $\Delta x$ , en parámetros  $\Delta d$  y en la constante  $\Delta c_m$ , como:

$$\Delta P_m = P_m^{*96} - P_m^{*76}, \Delta x = x^{96} - x^{76}, \Delta d = d_m^{96} - d_m^{76} \text{ y } \Delta c_m = c_m^{96} - c_m^{76}$$

Descomponiendo el cambio observado en probabilidades en cada uno de estos factores se obtiene:

$$\Delta P_m = (\Delta x) d_m^{76} + (\Delta d) x^{96} + \Delta c_m \quad [5]$$

$(\Delta x) d_m^{76}$  representa el cambio en medias y  $(\Delta d) x^{96}$  los cambios en respuestas que dan las casadas a las variables observables. El incremento en la constante  $\Delta c_m$  dependerá de la caída salarial  $\Delta \alpha_0$  y del ajuste en las costumbres y en el cambio en la utilidad marginal de la riqueza,  $-\Delta \beta_0 + \Delta f^*(\lambda)$ , como sigue:

$$\Delta c = \Delta\alpha_0 - \Delta\beta_0 + \Delta f^*(\lambda) \quad [6]$$

Este modelo considera que las muestras son las de un individuo “representativo” en diferentes situaciones y que los resultados se refieren a dicho individuo representativo. Es decir, es un modelo para explicar los cambios en las medias de participación y no para los individuos particulares de la muestra. El modelo nos dará los resultados “promedio” que se discuten en la siguiente sección. Asimismo, el modelo supone que la gente es racional y que sus entradas y salidas del mercado de trabajo no son aleatorias, sino motivadas por su interés económico.

## Resultados

### *Resultados para los salarios*

El cuadro 3 muestra los resultados de la regresión de salarios por hora. Las variables que explican las diferencias salariales en 1976 son los años de educación y el hecho de que las esposas sean asalariadas o no. En 1996 las variables con mayor grado de explicación son la educación y la edad. En el cuadro 3 se indican con asterisco las variables en que los coeficientes fueron significativamente diferentes, entre 1976 y 1996, siendo los casos de las variables edad y tipo de actividad.

Al comparar los coeficientes de ambos años aparecen las siguientes diferencias: *a)* la constante cambia de 0.61 a  $-0.383$  indicando una disminución en el nivel salarial de las casadas (aun controlando si se trata de no asalariadas), aunque en ninguno de los dos años el coeficiente es significativamente diferente de cero; *b)* los rendimientos a la educación pasaron de 10.4 a 15.6%, lo cual indica este cambio que también se ha incrementado la dispersión salarial entre las esposas con diferentes años de educación; *c)* la edad no es significativamente diferente de cero en 1976 e incluso el coeficiente es de signo negativo, algo totalmente diferente de lo ocurrido en 1996, donde se obtiene el signo positivo esperado; *d)* el resultado por actividad (si son asalariadas o no) indica que este factor era importante en 1976 pero que en 1996 ya no lo es. Esto parece consecuencia del incremento relativo en las remuneraciones de las no asalariadas sobre las asalariadas, incremento que tiende a igualar las remuneraciones en ambos sectores; *e)* la corrección por autoselección no resultó significativamente diferente de cero, aunque su signo positivo es correcto e indica que participan las esposas que obtendrían mayores salarios.

## CUADRO 3

## Resultados para la ecuación de regresión de salarios por hora

Variable	Coeficientes		Medias aritméticas	
	1976	1996	1976	1996
Constante	0.61002 (0.395)	-0.383 (-0.761)		1
Educación	0.10411 (2.244)	0.156 (10.146)	7.038	<b>10.07</b>
Edad	-0.0138* (-0.593)	0.027 (2.799)	35.85	<b>37.72</b>
Lambda	0.29442 (0.556)	0.195 (0.826)	1.181	<b>0.4253</b>
Tipo de actividad	1.9888* (2.206)	<b>0.053</b> (0.535)	<b>0.4615</b>	<b>0.8077</b>
n	26	130		
R <sup>2</sup>	0.62153	<b>0.44778</b>		

\* Diferencia significativa de 5% entre coeficientes de 1976 y 1996.

Nota: Valores z entre paréntesis.

*Resultados para la participación en el mercado de trabajo*

## Educación y edad

El coeficiente de la educación es más del doble en 1996 que en 1976, indicando que la participación se hace más sensible al nivel educativo. En cuanto a los coeficientes de la edad, el de 1976 no es significativamente diferente de cero mientras que el de 1996 es mayor que cero. El coeficiente de edad al cuadrado estaría indicando que la participación femenina en el mercado declinaba alrededor de los 65 años en 1976 mientras que en 1996 la declinación ocurre cerca de los 47 años. Es posible que en parte esto se deba a factores asociados a la variable edad que afectan la probabilidad de participación, como matrimonios más tardíos o mayor espaciamiento en el número de hijos. También es posible que en 1996 ya haya mayor permanencia de las esposas en el mercado de trabajo y que lo que se observa son respuestas a mayores pagos a la experiencia en el trabajo al aumentar la edad.

## Hijos del jefe de familia menores de 12 años

El signo es negativo, indicando que al aumentar el número de hijos pequeños disminuye la probabilidad de participación. El coeficiente en 1996 es 56% mayor que en 1976, indicando que al tener un hijo más, disminuye en mayor grado la probabilidad de participación de las esposas. Aparentemente, a pesar de que ha aumentado la participación, la probabilidad de participar ha disminuido cuando se incrementa el número de hijos. No podemos afirmar entonces que el incremento en la participación de las esposas signifique un cambio de conducta que conduzca a que se descuide más a los hijos.

**CUADRO 4**  
**Resultados de la regresión logit en términos de derivadas**

<i>Variable</i>	<i>Coefficientes</i>		<i>Medias aritméticas</i>	
	<i>1976</i>	<i>1996</i>	<i>1976</i>	<i>1996</i>
Constante	-0.369 (-1.601)	-1.236 (-3.461)		
Educación	0.010 (3.115)	0.021 (5.525)	5.909	8.460
Edad	0.013 (0.986)	0.047 (2.411)	35.820	37.700
Edad2	-0.0002 (-0.869)	-0.001 (-2.34)	1348.000	1481.000
Inmigrante	0.028 (0.748)	0.099 (1.618)	0.065	0.049
Hijos jefe de familia	-0.014 (-2.392)	-0.021 (-1.607)	3.466	1.332
Otros ingresos	-0.009 (-2.865)*	-0.003 (-1.154)	5.362	3.882
Desempleo jefe	0.170 (2.062)*	-0.041 (-0.557)	0.005	0.051

\* Diferencia significativa de 5% entre coeficientes de 1976 y 1996.

Nota: Valores z entre paréntesis.

### Otros ingresos familiares y desempleo del jefe de familia

Se obtienen los signos negativos esperados, pero para 1996 los coeficientes se vuelven muy pequeños, indicando que al disminuir los ingresos familiares la probabilidad de participación de las esposas no aumentará tanto como en 1976. Lo mismo es cierto para el desempleo del jefe.

### Constante

El valor de la constante disminuye. El cambio en la constante (ecuación [6])  $\Delta c = \Delta\alpha_0 - \Delta\beta_0 + \Delta f^*(\lambda)$ , expresa los factores exógenos que influyen sobre los niveles salariales ( $\Delta\alpha_0$ ), así como los factores exógenos que inciden sobre el precio sombra del tiempo ( $\Delta\beta_0$ ) - ( $\Delta f^*(\lambda)$ ). Esta descomposición se presenta en el cuadro 5. El que  $\Delta\alpha_0$  tenga signo negativo (-2.409) significa que disminuyen los niveles salariales debido a efectos exógenos (la crisis económica), siendo la caída mayor para las personas que estuvieron asalariadas en ambos momentos. Como conocemos  $\Delta c$  y  $\Delta\alpha_0$ , deducimos que  $-\Delta\beta_0 + \Delta f^*(\lambda)$  tiene signo positivo (1.749), indicando que disminuyó el salario de reserva y que la participación ha tendido a aumentar. Esto puede provenir de ( $\Delta f^*(\lambda)$ ) que indica el efecto ingreso proveniente de la caída inesperada en los propios salarios o de  $\Delta\beta_0$  que indican los cambios en las preferencias y en las instituciones que hacen que la mujer aumente su participación en el mercado.<sup>8</sup> Debido al incremento en las oportunidades de trabajo en el mercado  $\Delta$ activ, la participación aumenta 0.133. El efecto neto negativo  $\Delta c$ , como muestra el cuadro 5, indica que la participación de las esposas tiende a disminuir debido al efecto combinado de estos factores. Como predomina la caída salarial ( $\Delta\alpha_0$ ) alejando a las mujeres del mercado de trabajo, es de esperarse que de no haber disminuido los salarios reales la participación de las esposas hubiera sido más alta. Es decir, el efecto neto del descenso salarial de las esposas es alejarlas del mercado de trabajo. Por otra parte, la caída de los salarios para el resto de la familia tiene el efecto de incrementar la participación, como ya se

<sup>8</sup> Para comparar correctamente las constantes de las ecuaciones [1] y [2], hay que estimar la primera utilizando un modelo de probabilidad lineal corrigiendo por heterocedasticidad. Al hacerse se obtiene que el incremento en la constante es  $\Delta c = -1.471$ , con lo que el valor de  $\Delta\beta_0 + \Delta f^*(\lambda)$  es de 1.077, mayor que cero, indicando de nuevo la disminución en el salario de reserva (véase el cuadro 4, última columna).

ha visto. Para ver el efecto neto del cambio salarial exógeno podemos hacer el siguiente ejercicio.

**CUADRO 5**  
**Descomposición de la constante**

	<i>Modelo logit</i>	<i>Modelo de probabilidad lineal</i>
$\Delta c$	-0.793	-1.471
$\Delta\alpha_0$	-2.409	-2.409
$\Delta\text{activ}$	-0.133	-0.133
$-\Delta\beta_0+\Delta f^*(\lambda)$	1.749	1.077

Dado que entre 1976 y 1996 los salarios reales disminuyeron aproximadamente 27% en promedio, podemos considerar el efecto sobre la participación de un incremento de 27% de los salarios a partir de 1996, o el efecto de una disminución de 27% partiendo de 1996. Este ejercicio se muestra en el cuadro 6. Se toma el salario promedio (\$16.13) y se le reduce 27% (en la primera columna); se toman logaritmos de ambos (como en la ecuación [1]) y se estima  $\Delta\alpha_0$  que resulta igual a  $-0.3147$ . En la segunda parte se presenta el efecto sobre los ingresos familiares de la misma caída de 27% en el ingreso (que disminuye en 1.4477 miles de pesos). Se toma el coeficiente del cuadro 4, se multiplica y se observa que la participación de las esposas se debiera haber incrementado 1.3%, de 8.0 a 9.3 por ciento.

Como se puede observar tanto en el caso de una disminución salarial en 1976 como en el de un incremento en 1996, es mayor el efecto de los salarios directos que el efecto de los otros ingresos familiares. Esto significa que la disminución de los niveles salariales entre 1976 y 1996 tuvo el efecto promedio de contener, y no de aumentar, la participación de las esposas en el mercado de trabajo. El efecto de la caída salarial de 27% de acuerdo al modelo, tuvo el efecto de incrementar la participación femenina de 8.0 a 9.3%, mientras que dicha participación aumentó realmente a 19.6%. Cabe entonces preguntarse cuáles fueron los factores que mayor influencia tuvieron sobre los cambios en la participación.

En el cuadro 7 se muestra la importancia relativa de cada variable, separando los cambios en conducta o en precios ( $\Delta d$ )\* $X^{96}$  y los cambios en las medias de las variables  $d^{76}*(\Delta X)$ , y se encuentra que los mayores efectos sobre la participación se originan en las siguientes variables:

CUADRO 6  
Efecto de un cambio salarial de 27% en el modelo

	1976	1996
Efecto directo sobre el salario		
Salario	16.13	18.37
Salario más cambio salarial	11.77	23.32
ln salario	2.7807	2.9107
ln salario más cambio salarial	2.9660	3.1497
Impacto sobre la participación:		
$\Delta a_0 = \Delta \ln$ salario	-0.3147	0.2390
Efecto sobre los salarios familiares		
Otros ingresos	5.362	3.882
Cambio de 27%	-1.4477	1.0441
Coefficiente otros ingresos	-0.009	-0.003
Impacto sobre participación	0.0130	-0.0031

#### La constante

Su disminución (-0.643) indica que predominó el efecto de la caída en los salarios reales de las esposas disminuyendo su participación en el mercado laboral.

#### La edad

El cambio en esta variable indica que en 1996 la atracción del mercado de trabajo sobre las esposas cambia con la edad. Esto puede deberse a la mayor permanencia de las mujeres en sus trabajos, lo que implicaría mayores pagos a la experiencia laboral o factores que no se controlan en este estudio como el mayor espaciamiento entre el nacimiento de los hijos.

#### La educación

Es importante tanto porque ha ascendido la media del nivel educativo (el efecto sería 0.026) como porque se incrementó también la probabilidad de que las más educadas busquen y encuentren empleo (con un efecto de 0.064). Ambos efectos tienden a aumentar la probabilidad de participación.

## CUADRO 7

**Efecto de las variables sobre la probabilidad de participación de las esposas por orden de importancia**

	$(\Delta d) * X^{96}$	$d^{76} * (\Delta X)$	Suma
Constante	-0.643		-0.643
Edad	0.611	0.004	0.615
Educación	0.064	0.026	0.090
Hijos del jefe menores de 12 años	-0.026	0.029	0.003
Otros ingresos	0.034	0.014	0.048
Desempleo jefe familia	-0.001	0.008	0.007
Inmigrante	0.005	0.000	0.004
Suma en valores absolutos	0.741	0.081	0.767

**Hijos de 11 años o menos**

Existen aquí dos cambios que tienden a anularse. Por una parte, al disminuir la media del número de hijos aumenta la probabilidad de participación (0.029), pero por otra parte en 1996 un hijo más reduce con más fuerza la probabilidad de participación (-0.026).

**Otros ingresos familiares**

Esta variable muestra que la caída en los ingresos familiares tiende a aumentar la probabilidad de empleo, pero es la quinta variable en importancia en este estudio.

**El desempleo del esposo y la inmigración**

Estas variables son las más débiles para explicar los cambios en la participación de las esposas. No son muy importantes ni sus cambios en comportamiento ni los cambios en medias.

**Conclusiones**

Siendo el propósito de este estudio conocer cuáles han sido los principales elementos que han inducido el cambio en la participación de las esposas en el mercado de trabajo en el Área Metropolitana de Mon-

terrey entre 1976 y 1996, hemos disgregado los factores que explican el cambio en su participación laboral, conscientes de la importancia de esta área por haber ocurrido aquí cambios fuertes en la participación de las esposas. Básicamente se consideran tres factores: el efecto del descenso de los salarios reales de las esposas en el periodo de estudio, el efecto de la caída salarial de sus familiares y los factores de cambios en preferencias o cambios institucionales.

El primer factor, que resultó ser el predominante, tiene que ver con el cambio en las preferencias de las esposas y con la caída sorpresiva de los salarios reales. Ambos factores tendieron a disminuir el salario de reserva de las esposas. En el modelo construido en el artículo, esta caída se contraponen con la caída en los salarios reales de las propias esposas, y se encuentra que predomina el efecto de la caída en los salarios reales. Esto significa que una vez que los salarios reales tiendan a aumentar, se podrá observar que la participación de las esposas tenderá también a crecer. A la pregunta de si un incremento de 1% en los salarios de la esposa y de los otros miembros de la familia aumentaría o disminuiría la participación de la esposa en promedio, el modelo encuentra que tal participación aumentaría.

Hay que tomar en cuenta que una crisis económica conlleva menores salarios reales y menores oportunidades de empleo, aunque aquí no se discute específicamente el problema de las oportunidades de empleo para las esposas. También es importante considerar que los resultados se refieren a efectos promedio. El análisis muestra que muchas mujeres ingresan al mercado porque disminuyó el salario real de su esposo o porque quedó desempleado. Sin embargo, no fueron éstos los efectos *predominantes* encontrados para el AMM, sino los asociados con la propia demanda de trabajo que enfrentan las esposas.

En el estudio de los cambios ocurridos entre ambos periodos también se percibe que la edad de la esposa no era importante en 1976 y que en 1996 sí lo es. Probablemente esto se deba a la mayor permanencia de las mujeres en el mercado laboral, al mayor espaciamiento de los hijos, o a otros factores. En el caso de los hombres la edad se asocia a la experiencia laboral y es posible que esta interpretación también sea ya aplicable a las mujeres casadas.

Estudios de panel, donde pudiéramos estudiar a la población año tras año siguiéndola en sus migraciones y en sus cambios de domicilio, son importantes para arrojar luz sobre la validez de los resultados aquí presentados. Sin embargo, este tipo de estudios es muy costoso,

de ahí que mientras se desarrolla en México, sea preciso modelar lo más cuidadosamente posible para aprovechar los datos disponibles.

## Bibliografía

- Blau, Francine D. (1998), "Trends in the Well-Being of American Women, 1970-1995", *Journal of Economic Literature*, vol. 36, pp. 112-165.
- Boskin, Michael J. et al. (1997), "The CPI Commission; Findings and Recommendations", *American Economic Review*, vol. 87, núm. 2, pp. 78-83 (Papers and Proceedings).
- Browning, Martin, Angus Deaton y Margaret Irish (1985), "A Profitable Approach to Labor Supply and Commodity Demands over the Life-Cycle", *Econometrica*, vol. 53, núm. 3, pp. 503-543.
- Estrella Valenzuela, Gabriel y René Zenteno Quintero (1998), "Dinámica de la integración de la mujer a los mercados laborales urbanos de México, 1988-1994", en varios autores, *Mercados locales de trabajo, participación femenina, relaciones de género y bienestar familiar*, México, Asociación Mexicana de Población/Conacyt.
- García, Brígida y Orlandina de Oliveira (1990), "El trabajo femenino en México a fines de los ochenta", en Elia Ramírez Bautista e Hilda R. Dávila Ibáñez (comps.), *Trabajo femenino y crisis en México. Tendencias y transformaciones actuales*, México, Universidad Autónoma Metropolitana, Xochimilco.
- Heckman, James (1974), "Shadow Prices, Market Wages and Labor Supply", *Econometrica*, vol. 42, núm. 4, pp. 679-694.
- (1979), "Sample Selection Bias as a Specification Error", *Econometrica*, vol. 47, pp. 153-161.
- y Thomas E. MaCurdy (1980), "A Life Cycle Model of Female Labour Supply", *Review of Economic Studies*, vol. 47, núm. 1, pp. 47-74.
- Killingsworth, Mark R. y J. Heckman (1986), "Female Labor Supply: A Survey", en O. Ashenfelter y R. Layard (coords.), *Handbook of Labor Economics*, vol. 1, Nueva York, Elsevier Science Publishers, pp. 103-204.
- MaCurdy, Thomas E. (1981), "An Empirical Model of Labor Supply in a Life-Cycle Setting", *Journal of Political Economy*, vol. 89, pp. 1059-1085.
- Morelos, José B., Alejandro Aguirre y Rodrigo Pimienta (1997), "Algunos nexos entre la escolaridad y el empleo en México, 1992", *Estudios Demográficos y Urbanos*, vol. 12, núm. 3 (36), pp. 583-600.
- Rendón Gan, Teresa (1990), "Trabajo femenino remunerado en el siglo xx. Cambios, tendencias y perspectivas", en Elia Ramírez Bautista e Hilda R. Dávila Ibáñez (comps.), *Trabajo femenino y crisis en México. Tendencias y transformaciones actuales*, México, Universidad Autónoma Metropolitana, Xochimilco.

- Rubin-Kurtzman, Jana R. (1993a), "Heterogeneidad ocupacional del empleo femenino en la Ciudad de México, 1970", *Estudios Demográficos y Urbanos*, vol. 8, núm. 1 (22), pp. 121-156.
- (1993b), "¿Lecciones para el futuro? Cambios en los determinantes del empleo femenino en épocas de recesión en la Ciudad de México, 1970-1976", *Estudios Demográficos y Urbanos*, vol. 8, núm. 3 (24), pp. 493-523.
- Valero Gil, Jorge (1997), "Análisis de los cambios en la participación en el mercado de trabajo. Una aplicación al caso del Área Metropolitana de Monterrey", *Estudios Económicos*, vol. 12, núm. 2, pp. 157-182.
- y José A. Tijerina Guajardo (1998), "Inmigración al Área Metropolitana de Monterrey. Salarios, empleo y ocupación, 1985-1996", en Jesús Arroyo Alejandro (coord.), *Economía regional y migración. Cuatro estudios de caso en México*, México, Universidad de Guadalajara/Asociación Mexicana de Población/Juan Pablos Editor, pp. 19-111.