

# ANÁLISIS DE LOS CAMBIOS EN LA PARTICIPACIÓN EN EL MERCADO DE TRABAJO. UNA APLICACIÓN AL CASO DEL ÁREA METROPOLITANA DE MONTERREY

Jorge N. Valero Gil

*Universidad Autónoma de Nuevo León*

*Resumen:* Se analizan los cambios en la participación en el mercado de trabajo del área metropolitana de Monterrey (AMM) de 1976 a 1996. Se utiliza un modelo de ciclo de vida para descomponer los cambios ocurridos en la participación laboral entre ambas fechas en cambios paramétricos y cambios evolucionarios y se pone especial atención en el manejo del cambio salarial inesperado ocurrido en México entre ambas fechas. Se busca conocer que tan válidas son las predicciones sobre los cambios en la participación utilizando cambios evolucionarios y si la oferta de trabajo medida en participación es tan inelástica como se dice en otros estudios.

*Abstract:* This paper analyzes changes in labor force participation in the Metropolitan Area of Monterrey, Mexico, between 1976 and 1996. A life cycle model is used to decompose the changes in participation rates into parametric and evolutionary changes. The fall in real wages in Monterrey during this period is modelled as an unexpected change and the effect on the marginal utility of wealth is considered. We want to know whether it is possible to make predictions about labor force participation using observed variables, i.e., inelastic evolutionary changes, and whether the elasticity of labor supply is as in this model as has been found in studies using other models.

## 1. Introducción

Este trabajo es un estudio de los cambios en la participación en el mercado de trabajo del área metropolitana de Monterrey (AMM) de 1976 a 1996. Para hacer el análisis se utiliza un modelo de ciclo de vida para descomponer los cambios ocurridos en la participación laboral entre ambas fechas en paramétricos y evolucionarios. Los primeros se subdividen a su vez en cambios en las preferencias de las personas y en el cambio inesperado en los salarios reales ocurrido en México entre ambas fechas. Se busca conocer que tan válidas son las predicciones sobre los cambios en la participación utilizando cambios evolucionarios, que no toman en cuenta que las variaciones inesperadas en los salarios reales originan otras en la utilidad marginal de la riqueza, y que ambos inducen cambios en la participación. Muchos estudios han encontrado que la oferta de trabajo medida en horas es inelástica, como por ejemplo, el de Meléndez (1996) para el AMM, o los casos reseñados por Card (1994) y por Browning, Deaton e Irish (1985) para Estados Unidos. Mediante la metodología seguida en este estudio, al separar los cambios evolucionarios de los paramétricos, así como el especial cuidado en el manejo del cambio salarial inesperado, concluimos que los cambios paramétricos son los más importantes y, en particular, el efecto del cambio salarial inesperado.

Los trabajos que utilizan el modelo de ciclo de vida para el análisis de la oferta de trabajo se han enfocado a las horas trabajadas; sin embargo, dicha oferta tiene otras dimensiones que hay que estudiar para poder hacer juicios sobre el bienestar, como por ejemplo, los efectos del impuesto sobre la renta en las personas, o bien los de los nuevos planes colectivos de ahorro (Afores, en el caso de México), tal como lo señala Feldstein (1996). Además, al estudiar la oferta de trabajo como participación laboral, será menor la interferencia del cambio en la demanda de trabajo, que parece estar presente en los estudios de horas trabajadas, como reseña Card (1994). Por otra parte, aquí se busca modelar cuidadosamente los efectos de la caída salarial ocurrida en México entre 1976 y 1996, la cual se mostrará fue inesperada.

En los modelos de ciclo de vida se ubica al individuo decidiendo con antelación cuando participar y cuando no hacerlo, de tal forma que éste en cualquier momento se está desplazando a lo largo de la "senda" anticipada de su participación en el mercado, dado que anticipa también

sus salarios. Si los cambios observados en su oferta de trabajo se encuentran a lo largo de dicha senda, los denominaremos evolucionarios; si no, se deben a cambios que no pudieron ser anticipados y se les denominará parámetros. Estos conceptos han sido discutidos ampliamente por Guez y Becker (1975), quienes hacen un análisis por cohortes para estudiar los cambios en la oferta de trabajo y en el consumo. Heckman (1974) provee un nuevo enfoque para estudiar la oferta de trabajo, por ejemplo, al utilizar funciones de demanda con la utilidad marginal de la riqueza constante. Posteriormente, MaCurdy (1981) encuentra que la estimación es factible a pesar de que la utilidad marginal de la riqueza no es observable. El modelo fue estimado originalmente por MaCurdy (1981) y por Heckman y MaCurdy (1980), quienes estiman los cambios en la oferta de trabajo medida en horas. Más tarde Browning, Deaton e Irish (1985) estudian dicho tipo de funciones (utilidad marginal de la riqueza constante), las caracterizan como funciones de Frisch y caracterizan también la forma en que pueden ser estimadas, haciendo cálculos, como en el trabajo de Guez y Becker (1975), tanto para la oferta laboral medida en horas como para el consumo.

Existen varias diferencias entre el modelo de ciclo de vida y el modelo estático, el cual no supone que los individuos conocen los salarios futuros. Por ejemplo, se ha observado al utilizar modelos estáticos que al disminuir el salario entre la gente más pobre, aumenta su participación y se interpreta que tienen una oferta de trabajo con pendiente negativa en la parte de abajo, como en Hernández (1997) para el caso de México, o como en los trabajos discutidos por Heckman (1978) para el de Estados Unidos. Este tipo de interpretación no ocurre en los modelos de ciclo de vida, ya que éstos consideran que en la medida que bajan inesperadamente los salarios aumenta la utilidad marginal de la riqueza. Respecto al efecto ingreso, los estudios econométricos que utilizan un modelo estático, muestran que las elasticidades ingreso son relativamente pequeñas, Card (1994), o para el caso del AMM, Meléndez (1996). Esto, no obstante que dicho efecto es considerado por otros autores como importante, por ejemplo, en Bañuelos y Paz (1997). En el modelo de ciclo de vida se espera que las elasticidades ingreso al medirse sean pequeñas, dado que el individuo conoce desde un principio su senda salarial, donde la utilidad marginal de la riqueza en el periodo inicial es la variable relevante. También los estudios de ciclo de vida muestran que la elasticidad ingreso es pequeña; sin embargo algu-

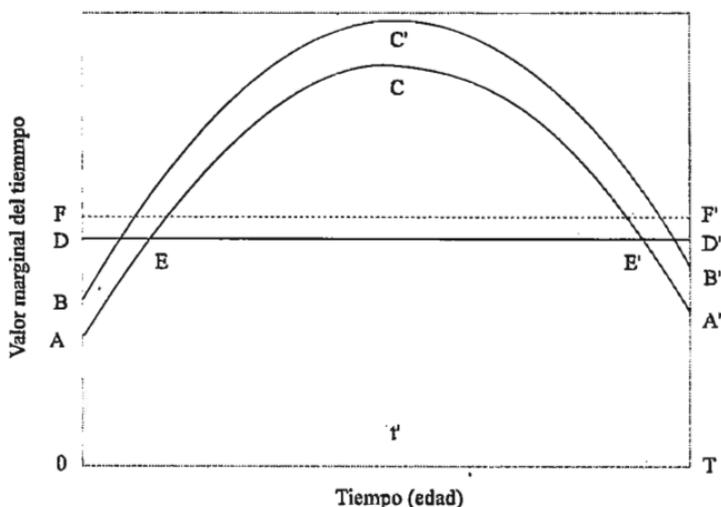
nos autores como Card (1994), creen que esto se debe a que no se ha manejado cuidadosamente el caso en el que el cambio salarial es imprevisible, que es lo que se discute en este trabajo.

Para trabajar con modelos de ciclo de vida lo ideal es tener datos de panel, desafortunadamente éstos no están disponibles en México. Cuando no se tiene este tipo de información pero se cuenta con datos de sección cruzada, asumimos que se trata de un agente del cual estamos observando todas las características de interés: si es alto o bajo su nivel de educación, número de hijos, sus horas trabajadas, etc. Con los datos se construye la curva de oferta de trabajo de un agente "representativo". Cuando se desea estudiar los cambios en la participación en dos momentos en el tiempo, lo que estamos comparando es a dos individuos representativos. Los valores esperados de los años de educación y de edad, del número de hijos, de la probabilidad del desempleo, y el salario del propio individuo representativo, así como el de su familia, serán diferentes en los dos momentos y son los que constituyen la base de los cambios evolucionarios. En este estudio se toman dos momentos, 1976 y 1996, y se comparan los cambios en la participación. Primero, se muestra que ha ocurrido un cambio sorpresivo en los salarios (ver gráfica 2) y que por lo tanto ha variado la senda de los salarios esperados y la utilidad marginal de la riqueza, lo que hará variar la senda de la oferta de trabajo medida en participación. Luego se estiman, por un lado, los cambios ocurridos en las variables (los ingresos del resto de la familia, el número de hijos, la educación, etc.) que originan cambios evolucionarios, ya que serían predecibles y, por el otro, los cambios ocurridos en los parámetros, que no son predecibles al provenir de cambios en las preferencias de un agente "típico". Por último se estudia el tamaño relativo de cada uno de estos cambios para evaluar su importancia.

Con la ayuda de la gráfica 1 podemos resumir la discusión hasta este momento. 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. El individuo inicialmente, en el punto  $A$ , conoce que los salarios a lo largo de su vida están representados por la línea  $AECE'A'$  y el valor que él le asigna a su tiempo, si no trabaja, está dado por la línea  $DEE'D'$ , que para fines de esta gráfica se supone que no varía con el tiempo. El punto  $D$  es una función de la utilidad marginal del ingreso. En el periodo cero el individuo decide entonces que participará en el mer-

cado de trabajo en el tiempo entre  $EE'$  y que no lo hará cuando es muy joven en el tramo  $DE$ , ni cuando es de mayor edad, en el tramo  $E'D'$ , ya que en estos tramos es mayor el valor marginal de su tiempo fuera del mercado que dentro de éste. Supongamos ahora que se incrementan los salarios esperados por el individuo, y que están dados por la línea con los puntos  $BC'B'$ . En este caso, el modelo de ciclo de vida predice que la utilidad marginal del tiempo aumentará, Heckman (1974), con lo que se elevará el valor que el individuo asigna al tiempo, digamos a  $FF'$ ; y es posible que la participación aumente o disminuya, dependiendo si es mayor el efecto del incremento en los salarios que el de la función de la utilidad marginal del ingreso. Asimismo, si ocurre un incremento salarial sorpresivo únicamente en el momento  $t$ , dados los efectos sobre la utilidad marginal del ingreso, se originarán cambios en la participación a lo largo de la vida.

Gráfica 1



Para estudiar los cambios en la participación, se distinguen: los cambios evolucionarios en los que el individuo se desplaza por las líneas  $ACA'$  y  $DD'$ , los cambios sorpresivos en sus salarios que hacen que el individuo se mueva del punto  $A$  al  $B$  y del punto  $D$  al  $F$ , y los cambios que ocurren en las pendientes de las curvas, que indican cambios en

comportamiento. El primer tipo de cambio será evolucionario o en las variables explicativas, y los otros dos serán paramétricos.

El plan del trabajo es el siguiente. En la sección 2 se discuten las muestras consideradas y la selección de los grupos y actividades a analizar. En la 3 se presenta el modelo, en la 4 se muestran los resultados del estudio. Por último se exponen algunas conclusiones. Se remite al apéndice A para los resultados de la estimación de la ecuación de salarios y al B para los resultados de la ecuación de participación.

## 2. Los datos

Los datos de 1976 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 era el hogar; se incluyen 2 516 casos de personas de 12 años o más. Los datos de 1996 corresponden a la *Encuesta de migración, empleo y salarios en el Área Metropolitana de Monterrey*, realizada entre marzo y mayo de 1996 por el Centro de Investigaciones Económicas de la UANL con el patrocinio de la Asociación Mexicana de Población; se incluyen 4,600 casos. Los individuos de 12 años y más se clasifican de acuerdo con su actividad principal en: ocupados, desempleados, estudiantes, dedicados al hogar y retirados o inhabilitados. En la composición del hogar los individuos se clasifican en cuanto a su parentesco con el jefe del hogar como jefe, cónyuge e hijo.

La regla para la selección de la muestra fue que cualquier actividad representara al menos el 1% de la misma por sexo, eligiéndose los siguientes casos y actividades: *a)* mujeres jefes: *i)* ocupadas, *ii)* hogar. *b)* Mujeres esposas: *i)* ocupadas, *ii)* hogar. *c)* Mujeres hijas; *i)* ocupadas, *ii)* estudiantes, *iii)* hogar. *d)* Hombres jefes: *i)* ocupados, *ii)* desempleados, *iii)* retirados. *e)* Hombres hijos: *i)* ocupados, *ii)* desempleados, *iii)* estudiantes. Las medias que toman las variables explicativas se presentan en las dos últimas columnas de los cuadros A1 a A5 en el apéndice A.

Para comparar los ingresos de 1976 y 1996 se utilizó el índice de precios al consumidor para el AMM que presenta el Banco de México, para el periodo de noviembre de 1976 a mayo de 1996 (19.5 años), qué indica una caída salarial media de 33.8%. Después se hizo una correc-

ción similar a la de Boskin *et al.* (1997) para Estados Unidos, quienes señalan que el índice de precios sobreestima la pérdida del consumidor en un 1.1%, debido a que éste sustituye entre bienes, a la mejor calidad, a los nuevos y a los más recientes sistemas de mercadeo; con esta corrección se estimó la caída salarial en un 23%. Si se hubiera utilizado el índice de precios al consumidor del CIE la caída sería de 47 por ciento.<sup>1</sup> Estos datos son importantes para explicar que realmente hubo un cambio salarial inesperado, haciendo la estimación de éste con el cambio más pequeño disponible.

### 3. El modelo

El modelo econométrico será más fácil de entender si se consideran dos ecuaciones: una para los salarios  $W$  y otra para el salario de reserva  $S$  (por abajo del cual el individuo no participa en el mercado laboral). Los salarios se especifican de acuerdo con la teoría de capital humano, y como rendimientos a la educación y a la experiencia laboral, tomando la ecuación de regresión la forma:

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

$X_{it}$  es un vector de variables explicativas para el individuo  $i$  que toma valores dados en el momento  $t$ , que incluyen la edad, la experiencia laboral y la experiencia elevada al cuadrado. El término de error de la ecuación es  $\varepsilon_{1it}$  con valor esperado  $E(\varepsilon_{1it})$  igual a cero. El individuo predecirá los cambios en sus ingresos futuros a través de los cambios en  $X_{it}$ , pero los cambios en los parámetros  $\alpha_{0t}$  y en  $\alpha_{1t}$  serán impredecibles.

La ecuación para el salario de reserva ( $S$ ) considera variables que ayudan a identificar el valor que le asigna la persona a su propio tiempo, que dependerán tanto del individuo como de su entorno familiar. Entre las variables personales se tomaron la edad, el estado civil (1 si el individuo es casado y 0 si no lo es) y si el individuo es inmigrante al

<sup>1</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 la inflación promedio anual fue realmente de 40.4%.

AMM con menos de 5 años de haber inmigrado (1 si es inmigrante, 0 si no lo es).

En cuanto a las variables del entorno se consideraron: los ingresos familiares, sin incluir los propios ingresos del trabajo que dependen del salario y de las horas trabajadas;<sup>2</sup> el número de hijos de 11 años o menos del jefe de familia; y si el jefe de familia está desempleado, retirado o incapacitado, estas últimas variables son especialmente importantes para estudiar la participación femenina. Además, se incluye una función  $f(\lambda)$  de la utilidad marginal de la riqueza  $\lambda$  en el tiempo  $t = 0$ , donde se espera que al aumentar la utilidad marginal de la riqueza crezca la probabilidad de encontrarse ocupado. Lo referente a la determinación de  $\lambda$ , que representa un efecto ingreso, ya ha sido ampliamente discutida por MaCurdy (1981), Heckman y MaCurdy (1980) y Browning, Deaton e Irish (1985), entre otros. La inclusión de la variable edad es relevante para el caso de los jóvenes ya que tienen que decidir si estudian o trabajan, y dado que la vida es finita es mejor hacer la inversión en capital humano antes que después,<sup>3</sup> variando con la edad, por lo tanto, el valor del tiempo fuera del mercado. Si llamamos  $X_2$  al vector de variables explicativas, podemos expresar el salario de reserva ( $S$ ) como:

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

donde  $E(\varepsilon_{2it}) = 0$ . El término  $\beta_{0t}$  incluye preferencias y restricciones sociales referentes a la participación en el mercado de trabajo. Se supone que la utilidad marginal de la riqueza es constante en el tiempo, a menos que haya un cambio inesperado en los salarios ( $\delta\lambda/\delta W < 0$  como se muestra en Heckman (1974)) o en el valor presente de la riqueza de por vida. El individuo no participará en el mercado si  $S > W$ . Si el individuo participa se tendrá  $W \geq S$ , con lo que de las ecuaciones (1) y (2) se obtiene:

$$(\alpha_{0t} - \beta_{0t} + E(f_i(\lambda_i))) + \alpha_{1t}' X_{it} - \beta_{1t}' X_{2it} \geq \varepsilon_{2it} - \varepsilon_{1it} - f_i(\lambda_i) + E(f_i(\lambda_i)) \quad (3)$$

<sup>2</sup> Sólo se consideran en este estudio los ingresos del trabajo, ya que la muestra de 1976 no incluye información sobre ingresos no salariales.

<sup>3</sup> Ver, por ejemplo, Becker (1993) pp.114-115.

donde el valor esperado del término del lado derecho es cero. La ecuación anterior es prácticamente igual a la utilizada tanto por MaCurdy (1981) como por Heckman y MaCurdy (1980), considerando que la tasa de preferencia en el tiempo es igual a la tasa de interés, por lo que no es necesario repetir su deducción aquí.<sup>4</sup> Si se utiliza aquí el concepto de salario de reserva es sólo para alcanzar una mayor sencillez en la exposición. La ecuación es también muy similar a la de Browning, Deaton e Irish (1985), ecuación 7.1, cuando consideran el caso de que los bienes y el descanso son aditivos dentro de cada periodo, o a la de Card (1994), ecuación 2.4, considerando de nuevo la igualdad entre tasa de interés y tasa de preferencia en el tiempo,<sup>5</sup> manteniendo la diferencia de que dichos estudios estiman la oferta de trabajo en horas, mientras que aquí se estudia la participación laboral. Browning, Deaton e Irish (1985) capturan el efecto de  $\lambda$  usando una variable ficticia para cada cohorte, lo que es equivalente a capturarla en la constante cuando únicamente se utilizan dos puntos en el tiempo. Ellos discuten la posibilidad de capturar  $\lambda$  en la constante de una ecuación de regresión, pero optan por estimarla usando una variable ficticia para cada cohorte, lo cual es equivalente a lo

<sup>4</sup> La función de utilidad para MaCurdy (1981) y para Heckman y MaCurdy (1980) tiene la forma:

$$U(t) = \sum_t (1/(1 + \rho)) [A(t)(L(t))^\delta + B(t)(C(t))^\gamma],$$

$$t = 0, \dots, T; 0 < \delta, \gamma < 1; A(t), B(t) > 0.$$

Donde  $A(t) = \exp\{\eta_1 + Z(t)\phi + U_1(t)\}$ .  $Z(t)$  representa las variables de la ecuación (2), y la  $\lambda$  que aparece en dicha ecuación es el multiplicador de Lagrange correspondiente a la maximización de la función de utilidad anterior sujeta a la restricción de riqueza. La tasa de preferencia en el tiempo  $\rho$ , se considerará en este estudio igual a la tasa de interés. A diferencia de los estudios mencionados, en este estudio no se busca medir el parámetro  $\delta$ , que determina la elasticidad de sustitución temporal de la oferta de trabajo. Tampoco se pretende determinar  $\lambda$ , sólo ubicarla.

<sup>5</sup> Browning, Deaton e Irish (1985) escriben la ecuación como

$$h_{it} = \alpha_i + \beta \ln w_{it} - \beta \ln r_i$$

y Card (1994) como  $h_{it} = \alpha_{it} + \beta \ln w_{it} + \gamma \ln \lambda_{it}$  donde  $h$  son las horas trabajadas,  $w$  el salario,  $r$  es la inversa de la utilidad marginal de la riqueza  $\lambda$  descontada a la fecha de nacimiento. En la ecuación (3) tenemos del lado derecho la medida de la oferta de trabajo y a la izquierda los salarios medidos en logaritmos, una función de la utilidad marginal de la riqueza en el periodo cero y variables adicionales cuya importancia Browning, Deaton e Irish (1985) discuten ampliamente.

que se hace aquí, dado que únicamente se utilizan dos puntos en el tiempo.

Si llamamos  $P(t)$  a la probabilidad estimada (condicional sobre los valores esperados de las variables) de encontrarse ocupado, y llamar  $g$  a una función que relacione la ecuación anterior con la probabilidad de encontrarse ocupado, se obtiene:

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

Si la participación se relacionara en forma directa con la diferencia entre  $\ln W_{it}$  y  $\ln S_{it}$  y estimáramos una regresión lineal, la función  $g$  sería la identidad, y aun y cuando los vectores de coeficientes  $\alpha_{1t}$  y  $\beta_{1t}$  estuvieran sesgados debido a la presencia de  $f_{it}(\lambda_{it})$ , la constante y la diferencia  $\alpha_{1t}'X_{1it} - \beta_{1t}'X_{2it}$  serían insesgadas. En este caso podemos aprovechar los parámetros  $\alpha_0$  y  $\alpha_1$  estimados en la ecuación (1), pero tendríamos el inconveniente de poder estimar nada más la probabilidad de participar contra la de no hacerlo, además de los inconvenientes ya conocidos (ver Maddala (1983)). Para poder permitir a los individuos una decisión múltiple, por ejemplo que las hijas seleccionen entre trabajar, estudiar o permanecer en el hogar, se utilizará la función de probabilidad multinomial logit.

Si consideramos  $\gamma_0 = \alpha_{0t} - \beta_{0t} + E(f_{it}(\lambda_{it}))$ ,  $\gamma_j = [\alpha_{jt} - \beta_{jt}]$ ,  $Y = [X_{it}, X_{2it}]$ ,  $P_{ij}$  la probabilidad de que el individuo  $i$  seleccione encontrarse en el estado  $j$  y  $P_{i0}$ , el estado base para la comparación, se estimará:

$$P_{ij}/P_{i0} = \exp(\gamma_j'Y_i) \quad (5a)$$

$$P_{i0} = 1 / (1 + \sum_k \exp(\gamma_k'Y_i)) \quad k \neq 0 \quad (5b)$$

Para hacer comparaciones entre los estimadores de los años 1976 y 1996, se utilizaron los vectores de derivadas  $d_j = \partial P_j / \partial Y$ , tomando las medias de las variables explicativas, se establece:

$$P_j^{*t} = d_j' \bar{Y}^t + c_j^t \quad (6)$$

donde  $P_j^{*t}$  es la probabilidad estimada de encontrarse en el estado  $j$  y  $c_j^t$  es la constante que se obtiene como una diferencia. Con los estimadores

obtenidos para los años 1976 y 1996 se definieron los incrementos  $\Delta$  como:

$$\Delta P_j = P_j^{*96} - P_j^{*76}, \quad \Delta x = x^{96} - x^{76},$$

$$\Delta d = d_j^{96} - d_j^{76} \text{ y } \Delta c_j = c_j^{96} - c_j^{76}$$

Al descomponer<sup>6</sup> el cambio observado en probabilidades  $\Delta P_j$ , en el cambio en parámetros  $\Delta d$  y el cambio en las variables observadas  $\Delta x$ , se obtiene:

$$\Delta P_j = (\Delta x)d_j^{76} + (\Delta d)x^{96} + \Delta c_j \quad (7)$$

Si las preferencias permanecen constantes, los parámetros  $d$  no cambiarán y  $\Delta d$  será igual a cero. En este caso, un cambio en  $x$ , por ejemplo la caída en el ingreso familiar, originará un cambio en la probabilidad de encontrarse en el estado  $j$ , siendo estos cambios evolucionarios. En cambio, en el segundo componente,  $(\Delta d)x^{96}$ , se supone que no ha habido cambios en las variables explicativas, pero que ahora los individuos tienen diferentes preferencias o conjuntos de oportunidades y que por tanto reaccionarán en forma diferente, ocurriendo cambios paramétricos. El tercer componente,  $\Delta c$ , es una función de los cambios no esperados en los salarios  $\Delta\alpha_0$ , de los cambios en el valor esperado de la función de la utilidad marginal de la riqueza  $\Delta f_j^*(\lambda_{jt})$  y de los cambios en las preferencias y restricciones sociales  $\beta_0$  en cuanto a la participación laboral.

Una primera aproximación a la descomposición del incremento en la constante,  $\Delta c$ , en la caída salarial  $\Delta\alpha_0$  y en el ajuste en las costumbres y en el cambio en la utilidad marginal de la riqueza,  $-\Delta\beta_0 + \Delta f^*(\lambda)$ , es:

$$\Delta c = \Delta\alpha_0 - \Delta\beta_0 + \Delta f^*(\lambda) \quad (8)$$

Si la función  $g$  representa la función identidad, se estimaría una función de probabilidad lineal y el incremento en la constante  $\Delta c^P$  se expresaría como:<sup>7</sup>

<sup>6</sup> Esta metodología es similar a la de Oaxaca (1973).

<sup>7</sup> Esta descomposición se presenta en el cuadro 1. Para calcular las constantes se estima un modelo de probabilidad lineal y se usan las probabilidades de ocupación

$$\Delta c^p = \Delta \alpha_0 - \Delta \beta_0 + \Delta f^*(\lambda) \quad (9)$$

Si utilizamos la ecuación (7), estimamos  $\Delta c^p$  y estimamos  $\Delta \alpha_0$  con la ecuación (1) podemos tener una idea del tamaño relativo del cambio en las preferencias y en utilidad marginal del ingreso  $-\Delta \beta_0 + \Delta f^*(\lambda)$ . Los resultados de la aplicación de este modelo se presentan en la siguiente sección.

#### 4. Resultados

Los resultados de la estimación de la ecuación (1) que caracterizan los cambios salariales ocurridos a lo largo del ciclo de vida entre 1976 y 1996 se presentan en el apéndice B. Como ejemplo, en la gráfica 2 se muestra el cambio salarial real para los hombres jefes de familia, que es el grupo con el menor cambio en la constante, como se puede observar en los cuadros B1 y B2 del apéndice. Los salarios reales esperados a lo largo de la vida para un individuo con las características medias vendrían dados en 1976 por la curva *ABCD*. La curva *EFG* indica lo mismo para un individuo en 1996 (que tiene otras características medias, como mayor educación). De la observación del mercado, un jefe de familia hombre de 25 años en 1976 esperaría encontrarse en el punto *C* en 1996 cuando tuviera 45 años, sin embargo se encontrará aproximadamente<sup>8</sup> en el punto *F*. Por lo tanto, el individuo se encontrará en 1996 en una situación distinta a la esperada en 1976 y habrá que considerar tanto el efecto de la caída salarial esperada como el cambio en la constante  $\lambda$ . En referencia a la descomposición de los cambios en la ecuación (1), el cambio de *A* a *E* refleja el cambio en la constante ( $\Delta \alpha_0$ ), el de los parámetros ( $\Delta \alpha_1$ ) se refleja por el cambio en las pendientes, y el de las variables ( $\Delta X_1$ ), o cambio evolutivo, se puede observar si se considera que la media de la edad para los hombres jefes de familia pasó de 40 años en 1976 a 45 en 1996.

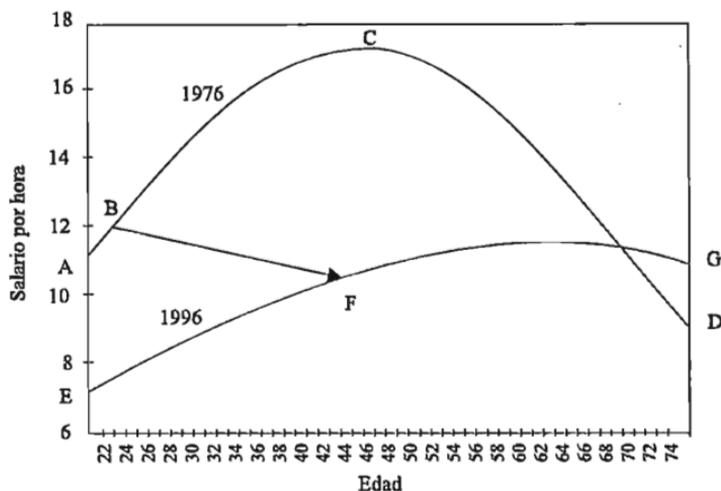
---

estimadas (haciéndolas iguales a 1 si son mayores que 1 e igual a 0.0001 si son menores o iguales a cero) para obtener los ponderadores necesarios para corregir el problema de heterocedasticidad. Una discusión de este modelo y sus debilidades se puede encontrar en Maddala (1983) pp. 15-16.

<sup>8</sup> La media de educación para la curva de 1976 es 6.52 años y para la de 1996 es de 8.84 años. Por lo tanto la diferencia para un individuo de 6.52 años de educación entre lo esperado en 1976 y lo observado en 1996 es aún mayor.

Gráfica 2

Salario por hora estimado, 1976 y 1996. Hombres, jefes de familia



La diferencia en la constante, entre el punto A y el punto E, incluye los datos deflactados usando el índice general de precios al consumidor para el AMM del Banco de México, más un ajuste del 1.1% anual, como se discute en el texto.

Una vez observado el cambio salarial sorpresivo, podemos pasar a la descomposición de los cambios en parámetros y evolucionarios. Los resultados de la estimación de las ecuaciones para estudiar los cambios en la participación se presentan en el cuadro 1. Las columnas (2) a (5) se obtienen al utilizar la función multinomial logit (ecuaciones 5a y 5b) cuyos resultados directos se presentan en los cuadros A1 a A5 en el apéndice A. Con base en éstos y en la ecuación (7), se presentan los resultados, que descomponen el cambio en la probabilidad estimada (columna 5), en cambios evolucionarios o en medias (columna 2) y en cambios paramétricos (columnas 3 y 4). La columna (6) resulta de aplicar una función lineal, ocupados versus no ocupados, para estimar la constante  $c^p$ . Los incrementos salariales inesperados  $\Delta\alpha_0$  (columna 7) se obtienen de los cuadros B1 y B2 en el apéndice B y la columna (8),  $-\Delta\beta_0 + \Delta f^*(\lambda)$ , se obtiene por la diferencia dada en la ecuación (9).

En el último renglón del cuadro 1 se presenta la suma ponderada (la proporción de población ocupada es el factor de ponderación) de los cambios para el caso de la probabilidad de encontrarse ocupado. La suma ponderada nos permite apreciar la influencia relativa de las

**Cuadro 1**  
*Resultados de las estimaciones*

(1)	$(\Delta x)_j^{76}$ (2)	$(\Delta d)_j^{96}$ (3)	$\Delta c_j$ (4)	$\Delta P_j$ (5)	$\Delta c^p$ (6)	$\Delta \alpha_0$ (7)	$-\Delta \beta_0 + \Delta f^*(\lambda)$ (8)
<b>Mujeres</b>							
Jefas de familia							
Ocupada	0.1629	-0.0009	-0.0750	0.0870	0.095	-6.9097*	7.0047
Cónyuges							
Ocupada	0.0670	0.3074	-0.3059	0.0685	-0.401	-4.7185*	4.3176
Hijas							
Hogar	0.0728	-0.8214	0.8016	0.0530			
Ocupada	-0.0144	-1.6654	1.9588	0.2790	1.581	-1.2256*	2.8067
Estudiantes	-0.0584	2.4869	-2.7615	-0.3330			
<b>Hombres</b>							
Jefes de familia							
Retirados	0.0024	0.1880	-0.1734	0.0170			
Ocupados	-0.0014	-0.4114	0.3648	-0.0480	-0.176	-0.4704	0.2941
Desempleados	-0.0009	0.2233	-0.1914	0.0310			
Hijos							
Estudiantes	-0.0975	1.9058	-2.2093	-0.4010			
Ocupados	0.0827	-1.4484	1.7437	0.3780	0.666	0.0378	0.6281
Desempleados	0.0148	-0.4573	0.4655	0.0230			
<b>Suma ponderada en valores absolutos para ocupación</b>							
	0.0322	0.8414	0.9380			1.0035	1.2921

Nota: Este cuadro hace referencia a las ecuaciones 6a y 6c. Las columnas 2, 3 y 4 se refieren a la ecuación 7 y las 6, 7 y 8 a la ecuación 9. El incremento en probabilidades, columna 5, es el *estimado* en las ecuaciones 5a y 5b.

diversas fuerzas que alteran la probabilidad de encontrarse ocupado. La *menor influencia* se debe al cambio en las variables  $\Delta x$ , los cambios evolucionarios, que son los que se estiman ordinariamente cuando se analizan los impactos sobre la participación de los cambios en el ingreso familiar, o en el desempleo del marido, el cambio en el número de hijos, etc., que son los que pudieran ser predecibles. Las variaciones originadas por los cambios en los parámetros,  $\Delta d$  y  $\Delta c$  son mucho mayores<sup>9</sup> y son

<sup>9</sup> No se encontró una relación exacta al utilizar la función multinomial logit entre la constante que afecta los cambios en la probabilidad de encontrarse ocupados (ecuación 7) debidos a los cambios inesperados en los salarios  $\Delta \alpha_0$  y los cambios en la utilidad marginal de la riqueza ( $\Delta \lambda$ ). Si aproximamos mediante una expansión de Taylor el

los que muchas veces no se tienen en cuenta ya que no son predecibles. Únicamente en el caso de las jefas de familia es mayor el efecto del cambio en las variables que el del cambio en los parámetros. En este caso prevalece el efecto debido a la caída de los ingresos familiares que hacen que aumente la participación en dicho grupo. En los demás casos son los cambios paramétricos los que explican la mayor parte de la variación en la participación laboral en el AMM, y no el menor número de hijos por familia, la mayor educación, la caída de los ingresos familiares u otras variables similares. Estas razones son plenamente válidas pero no son las que predominaron para explicar los cambios en la participación en el AMM entre 1976 y 1996.

Al analizar los cambios en la constante que se observan en la columna (4) del cuadro 1, los signos positivos para  $\Delta c_j$  en el caso de ocupación indican que predomina un efecto de riqueza (o posiblemente también un cambio en las preferencias  $\Delta\beta_0$ ) que induce mayor participación a lo largo de la vida cuando caen los salarios reales, que es el caso de las hijas y de los hombres. Debido a esta caída los hijos e hijas disminuyen su probabilidad de ser estudiantes, pero debido al cambio en las preferencias ( $\Delta d$  en la columna 4) aumentan las posibilidades de ser estudiante. Esto significa que, a medida que se recuperen los niveles salariales en el AMM, se incrementará la proporción de estudiantes. De una manera similar, en el caso de los jefes de familia, en la medida que se recuperen dichos niveles tenderá a crecer el número de retirados y de desempleados. En el caso de las mujeres jefas de familia y cónyuges, al aumentar los niveles salariales reales se inclinarán a elevar su participación laboral debido a su propia alza salarial y a disminuirla en el caso de que los salarios del resto de su familia también aumenten.

Al estudiar la descomposición de los cambios en la constante en las columnas (6) a (8) del cuadro 1, los signos negativos de los incrementos  $\Delta\alpha_0$  de la columna (7) indican la caída salarial sorpresiva (medida en logaritmos) ocurrida entre 1976 y 1996, y los datos de la columna (8) reflejan los cambios en la utilidad marginal de la riqueza ( $\Delta f^*(\lambda)$ ) y en las preferencias ( $\Delta\beta_0$ ). Si consideramos que las preferencias no han cambiado ( $\Delta\beta_0 = 0$ ) y atribuimos los cambios sólo a la utilidad marginal

---

logaritmo de la ecuación (6) y lo igualamos con la probabilidad de encontrarse ocupado de la ecuación (5a), se obtienen elasticidades mayores a uno para las cónyuges y para las hijas y menores a uno para los hijos. Esta metodología, sin embargo, presenta dificultades.

de la riqueza ( $\lambda$ ), se obtiene que los mayores efectos se observan para la participación femenina (jefas, cónyuges e hijas, en ese orden) mientras que para los hombres los efectos son más pequeños. Esto es, ante la caída de sus salarios, aumenta más el valor de cada peso para las mujeres y, por lo tanto, su participación crece en mayor medida que en el caso de los hombres.

Los resultados de la columna (8) muestran que los efectos de los cambios en la utilidad marginal de la riqueza, generan otros muy grandes, comparados con los estimados al utilizar los cambios  $\Delta x$ ,  $\Delta d$  y  $\Delta c$ . Los altos coeficientes obtenidos en el caso de las mujeres, no son el resultado mecánico de una ecuación donde a una caída salarial le corresponde un cambio similar en la utilidad marginal de la riqueza. Sino que la utilización del modelo nos está indicando que es el cambio en la utilidad marginal de la riqueza, el que pudiera explicar que la caída inesperada en los salarios ( $\Delta\alpha_0$ ) haya sido relativamente mayor para las mujeres que para los hombres entre 1976 y 1996.

Al introducirse el cambio en preferencias ( $\Delta\beta_0 \neq 0$ ), el obtener  $\Delta\beta_0 < 0$ , significa que ahora más mujeres desean participar en el mercado debido a un cambio en preferencias. Lo más probable es que sea una combinación de ambos efectos, el incremento en la utilidad marginal de la riqueza y el cambio en las preferencias, el que explique el aumento de la participación femenina en el AMM.

## 5. Conclusiones

Aquí se ha generado un modelo para descomponer los cambios en la participación laboral, separando los efectos de un cambio inesperado en los salarios, de los cambios evolucionarios y de los cambios en los parámetros. El modelo nos muestra que el más importante para la probabilidad de encontrarse ocupado se origina en el cambio salarial, debido a su inesperada caída, luego en los parámetros y por último, en las medias de las variables. ¿Son en realidad los estimadores de las elasticidades sustitución e ingreso para la fuerza de trabajo tan bajos como se dice en la literatura? Los resultados de este estudio presentan evidencia de que no es así, que el análisis de la participación laboral a través de los cambios evolucionarios, o cambios en las variables, subestiman los verdaderos cambios en la participación inducidos mediante los efectos sustitución e

ingreso. Esto significa que cuando se desea analizar el efecto de cambios salariales inducidos, tales como los impuestos estatales sobre nóminas, los federales sobre la renta, o las pérdidas de bienestar por una restricción salarial, la existencia de fuertes efectos sustitución e ingreso en cuanto a la participación, indicarían que las pérdidas sociales son mayores que si dichos efectos fueran pequeños.

Esto no quiere decir que las predicciones sobre participación laboral al usar cambios evolucionarios siempre sean malas, ya que los efectos sustitución e ingreso tienden a anularse. Los resultados de la estimación muestran que predecir dichos cambios basados en los registrados en las variables, fue bastante válido en el caso de las cónyuges, menos válido en el de las jefas de familia, y pierden toda su validez en los casos de las hijas y de los hombres. Sin embargo, al no tomar en cuenta los verdaderos efectos de sustitución e ingreso, se estarán subestimando los costos reales de la crisis económica, en especial para las mujeres.

Entre las limitaciones de este estudio se encuentra la forma en que se separan las variables en endógenas y exógenas. Se supusieron como exógenas, la edad promedio de los miembros de la familia y su educación, cuando los resultados del estudio apuntan a que son endógenas. Los cambios salariales pueden modificar la participación y éstos a su vez generan cambios en la edad promedio de los hijos de la familia mayores de 12 años y de sus años de educación. Otra limitación es que el modelo no logra la separación del efecto riqueza, debido al cambio salarial inesperado, del cambio en las preferencias.

## Bibliografía

- Banco de México (1997). *Indicadores económicos, acervo histórico*, México.
- Bañuelos Flores, Eunice y Leonor Paz Gómez (1997). *Demos. Carta Demográfica de México*. ITSUNAM vol. 10, pp. 24-26.
- Becker, Gary S. (1993). "Woytinsky Lecture", en Gary S. Becker, *Human Capital. A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*, The University of Chicago Press, 3a. ed, 1993, pp. 108-158.
- Boskin, Michael J. et al. (1997). "The CPI Commission; Findings and Recommendations", *American Economic Review*, vol. 87, núm 2, pp. 78-83.

- Browning, Martin, A. Deaton y M. Irish (1985). "A Profitable Approach to Labor Supply and Commodity Demands over the Life-cycle", *Econometrica*, vol. 53, núm. 3, pp. 503-543.
- Card, David (1994). "Intertemporal Labour Supply: An Assesment", en C. A. Sims (comp.), *Advances in Econometrics. Sixth World Congress*, Cambridge University Press.
- Centro de Investigaciones Económicas (1996). *Índice general de precios al consumidor en el Área Metropolitana de Monterrey*, UANL, Monterrey.
- Feldstein, Martín (1996). "The Missing Piece in Policy Analysis: Social Security Reform", *American Economic Review*, vol. 86, núm 2, pp. 1-14.
- Guez, G. R. y G. S. Becker (1975). *The Allocation of Time and Goods over the Life Cycle*, NBER, New York.
- Greene, William H. (1991). *Econometric Analysis*, Macmillan Publishing Company.
- (1995). *Limdep. User's Manual and Reference Guide*, Econometric Software, Inc., N.Y.
- Heckman, James J. (1974). "Life Cycle Consumption and Labor Supply: An Explanation of the Relationship Between Income and Consumption Over the Life Cycle", *American Economic Review*, vol. 64, núm. 1, pp. 168-194.
- (1978). "A Partial Survey of Recent Research on the Labor Supply of Women", *American Economic Review*, vol. 68, pp. 200-207.
- (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.
- Hernández Licona, Gonzalo (1997). "Efecto de la pobreza familiar sobre la tasa de participación, las horas trabajadas y el desempleo en México", *El Economista Mexicano*, vol.1, núm 2, pp. 205-234.
- Lee, Lung-Fei (1983). "Generalized Econometric Models with Selectivity", *Econometrica*, vol. 51, núm. 2, pp. 507-512.
- MaCurdy, Thomas E. (1981). "An Empirical Model of Labor Supply in a Life-cycle Setting", *Journal of Political Economy*, vol. 89, pp. 1059-1085.
- Maddala, G. S. (1983). *Limited-dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Meléndez Barrón, Jorge (1996). "Elasticidad de la oferta de trabajo en el Area Metropolitana de Monterrey; el tratamiento de los problemas de sesgo por "selección" en la regla de participación laboral y por "endogeneidad" del salario", *Ensayos*, Facultad de Economía, UANL, vol. 15, pp. 1-32.
- Oaxaca, Ronald (1973) "Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets", *International Economic Review*, vol. 14, pp. 693-709.
- SPP (1976). *Encuesta continua de mano de obra*, México.

## Apéndice A

En los cuadros A1 a A5 se presentan los resultados de las estimaciones de las ecuaciones de participación laboral. Para su interpretación se considera, por ejemplo, el cuadro A1. En la columna (1) se señalan las variables, en las (2) y (3) los efectos del cambio en coeficientes y en medias, respectivamente (que se refieren a la ecuación 7). La columna (4) da la suma de cambios. Las (5) y (6) muestran las derivadas  $d$  de 1976 y 1996, respectivamente (ecuación 6) y las columnas (7) y (8) nos dan las medias de las variables. Los asteriscos en las columnas (2), (5) y (6) muestran cuando las derivadas  $d^{76}$ ,  $d^{96}$  y el cambio  $\Delta d$  fueron significativamente diferentes de cero al 5%. El total que aparece en la columna (4), de -0.087 es el incremento *estimado* en probabilidad de estar ocupado (que es el lado izquierdo de la ecuación 7) y la constante se infiere del resto de la columna como una diferencia.

Para mejorar la inferencia del modelo, las variables utilizadas en todos los casos son las mismas, sin retirar variables innecesariamente, ya que el objetivo no es ver qué variables son significativas.<sup>10</sup> Las columnas (5) y (6) fueron estimadas por separado y corresponden a la ecuación 6. De ahí se obtuvo el  $\Delta d$  que se utiliza en la columna (2). Para probar la diferencia entre los parámetros se formó la mezcla de poblaciones de 1976 y de 1996 y se hizo una prueba tipo Wald observando los valores “ $t$ ” para decidir si la diferencia entre los parámetros era significativa. Dichos casos se señalan con un asterisco en la columna (2) de los cuadros A1 a A5.

En los cuadros A1 y A2, para mujeres jefes y esposas, como nada más hay una alternativa, ocupadas o en el hogar, sólo se señalan los incrementos en la probabilidad de encontrarse ocupadas (en las columnas (2), (3) y (4), los de mantenerse en el hogar son iguales pero de signo contrario. En los cuadros A3 a A5 donde ya se consideran 3 posibilidades, obsérvese que las suma de los cambios en probabilidades

<sup>10</sup> A veces las variables son inexistentes, como es el caso del número de hijos para las jefas de familia, ya que se tiene información de esta variable únicamente cuando los jefes son hombres; tampoco se puede incluir la situación de desempleo o jubilación del jefe de familia cuando se analizan los jefes. Las variables inmigrante y casado resultaron perfectos predictores en el caso de las hijas por lo que se tuvieron que retirar. Ser casada predecía dedicarse al hogar.

en cada estado es igual a cero para cada variable. Por ejemplo, en el caso de las hijas, el efecto del cambio en parámetros para un año más de educación es aumentar la probabilidad de permanecer en el hogar en 0.4474 y la de encontrarse ocupadas en 0.1251, disminuyendo por tanto la probabilidad de ser estudiantes en 0.5725.

Las variables consideradas son las siguientes:

EDUCACION: Años de escolaridad.

EDAD: Años de vida.

CASADO: Variable ficticia que toma el valor 1 si la persona es casada y 0 si no lo es.

INMIGRANTE: Variable ficticia que toma el valor 1 si la persona inmigró al AMM hace 5 años o menos, y 0 si no es así.

OTROS INGRESOS: Son los ingresos familiares del trabajo, sin incluir los propios.

HIJO JEFE: Número de hijos menores de 12 años del jefe de familia, cuando este es hombre.

DESJEFE: Variable ficticia que toma el valor 1 si el jefe de familia hombre está desempleado y 0 si no es así.

RETIJEFE: Variable ficticia que toma el valor 1 si el jefe de familia hombre está retirado, pensionado o incapacitado y 0 si no es así.

**Cuadro A1**  
*Resultados para mujeres jefas de familia*

<i>Ocupadas</i>	$(\Delta d)X^{96}$	$d^{76}(\Delta X)$	<i>Suma</i>	$d^{76}$	$d^{96}$	$X^{76}$	$X^{96}$
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Constante	-0.0750		-0.0750	0.7610	0.6508		
Educación	0.1104	0.0316	0.1419	0.0114	0.0265*	4.515	7.288
Edad	-0.3822	-0.1261	-0.5083	-0.0003	-0.0158	49.480	55.610
Casada	0.0740*	0.0135	0.0875	-0.5711*	-0.1033	0.182	0.158
Inmigrante	0.0106	0.0043	0.0148	-0.0895	0.2854	0.076	0.028
Otros							
Ingresos	0.1860*	0.2400	0.4260	-0.0001*	0.0000	3778.607	1633.000
Suma	-0.0760	0.1629	0.0870				

**Cuadro A2**  
*Resultados para cónyuges*

<i>Ocupados</i> (1)	$(\Delta d)X^{96}$ (2)	$d^{76}(\Delta X)$ (3)	<i>Suma</i> (4)	$d^{76}$ (5)	$d^{96}$ (6)	$X^{76}$ (7)	$X^{96}$ (8)
Constante	-0.3059		-0.3059	-0.2839*	-0.7182*		
Educación	0.0362	0.0223	0.0585	0.0104*	0.0150*	5.746	7.895
Edad	0.2646	-0.0015	0.2631	0.0138*	0.0324*	36.590	41.560
Casado	-0.0034	0.0006	-0.0028	-0.1090*	-0.1125*	0.977	0.971
Inmigrante	0.0011	-0.0007	0.0004	0.0264	0.0511	0.072	0.044
Otros							
Ingresos	0.0242*	0.0092	0.0334	-0.000008*	-0.000002	4860.740	3735.000
Hijojefe	-0.0091	0.0268	0.0177	-0.0145*	-0.0228*	2.938	1.093
Desjefe	-0.0073*	0.0061	-0.0012	0.1622*	-0.0070	0.006	0.043
Retijefe	0.0012	0.0042	0.0054	0.0560	0.0652	0.052	0.128
Suma	0.0015	0.0670	0.0685				

**Cuadro A3**  
*Resultados para hijas*

<i>Ocupados</i> (1)	$(\Delta d)X^{96}$ (2)	$d^{76}(\Delta X)$ (3)	<i>Suma</i> (4)	$d^{76}$ (5)	$d^{96}$ (6)	$X^{76}$ (7)	$X^{96}$ (8)
Hogar							
Constante	0.8016	0.0000	0.8016	-0.9659	-0.1823		
Educación	0.4474*	-0.1940	0.2534	-0.1029*	-0.0578*	8.053	9.939
Edad	-1.3682*	0.1093	-1.2588	0.1558*	0.0361*	17.750	21.110
Otros							
Ingresos	0.0807*	0.0404	0.1211	0.00002*	0.0000	5677.100	3636.000
Hijojefe	0.0350*	0.0921	0.1271	-0.0272*	0.0355*	3.947	0.559
Retijefe	0.0103	0.0000	0.0103	-0.0344	0.0431	0.134	0.133
Desjefe	-0.0266*	0.0250	-0.0017	0.7944*	0.0814*	0.006	0.037
Suma	-0.0198	0.0728	0.0530				
Ocupadas							
Constante	1.9588	0.0000	1.9588	-3.7451*	-1.7975*		
Educación	0.1251*	-0.0430	0.0821	-0.0228	-0.0102	8.053	9.939
Edad	-1.7992	0.1221	-1.6771	0.3196*	0.1406*	17.750	21.110
Otros							
Ingresos	-0.0083	0.0054	-0.0029	0.000003	0.0000*	5677.100	3636.000
Hijojefe	-0.0267*	-0.0537	-0.0805	0.0159	-0.0320*	3.947	0.559
Retijefe	-0.0083	-0.0001	-0.0084	0.0926	0.0299	0.134	0.133
Desjefe	0.0521*	-0.0451	0.0071	-1.4351*	-0.0392	0.006	0.037
Suma	0.2934	-0.0144	0.2790				

**Cuadro A3 (conclusión)**

<i>Ocupados</i> (1)	$(\Delta d)X^{96}$ (2)	$d^{76}(\Delta X)$ (3)	<i>Suma</i> (4)	$d^{76}$ (5)	$d^{96}$ (6)	$X^{76}$ (7)	$X^{96}$ (8)
<b>Estudiantes</b>							
Constante	-2.7615	0.0000	-2.7615	4.7110*	1.9798*		
Educación	-0.5725	0.2370	-0.3355	0.1256*	0.0680*	8.053	9.939
Edad	3.1675	-0.2315	2.9361	-0.4754*	-0.1766*	17.750	21.110
<b>Otros</b>							
Ingresos	-0.0724	-0.0458	-0.1181	0.00002	0.0000	5677.100	3636.000
Hijojefe	-0.0083	-0.0384	-0.0466	0.0113	-0.0035	3.947	0.559
Retijefe	-0.0020	0.0001	-0.0019	-0.0582	-0.0730	0.134	0.133
Desjefe	-0.0255*	0.0201	-0.0054	0.6408	-0.0422	0.006	0.037
<b>Suma</b>	<b>-0.2746</b>	<b>-0.0584</b>	<b>-0.3330</b>				

**Cuadro A4***Resultados para hombres, jefes de familia*

<i>Ocupados</i> (1)	$(\Delta d)X^{96}$ (2)	$d^{76}(\Delta X)$ (3)	<i>Suma</i> (4)	$d^{76}$ (5)	$d^{96}$ (6)	$X^{76}$ (7)	$X^{96}$ (8)
<b>Retirados</b>							
Constante	-0.1734	0.0000	-0.1734	-0.1164	-0.3591*		
Educación	-0.0121	-0.0005	-0.0126	-0.0002*	-0.0016*	6.520	8.839
Edad	0.2578*	0.0033	0.2611	0.0010*	0.0091*	40.460	45.450
Casado	-0.0515*	-0.0028	-0.0542	0.0624*	0.0071*	0.975	0.931
Inmigrante	-0.0092*	-0.0001	-0.0093	0.0042*	-0.2426	0.067	0.037
<b>Otros</b>							
Ingresos	-0.00152*	0.00019	-0.00133	0.000001*	0.0000	1361.033	1537.000
Hijos Jefe	0.0044*	0.0023	0.0068	-0.0012*	0.0033*	2.920	0.989
<b>Suma</b>	<b>0.0146</b>	<b>0.0024</b>	<b>0.0170</b>				
<b>Ocupados</b>							
Constante	0.3648	0.0000	0.3648	0.1195	0.6815		
Educación	0.0477	0.0010	0.0487	0.0004	0.0058	6.520	8.839
Edad	-0.5402	-0.0031	-0.5433	-0.0009	-0.0223	40.460	45.450
Casado	0.0736	0.0030	0.0766	-0.0670	0.0121	0.975	0.931
Inmigrante	0.0086	0.0000	0.0086	0.0008	0.2326	0.067	0.037
<b>Otros</b>							
Ingresos	0.00427	-0.00022	0.00406	-0.000001	0.0000	1361.033	1537.000
Hijos jefe	-0.0054	-0.0021	-0.0075	0.0011	-0.0044	2.920	0.989
<b>Suma</b>	<b>-0.0466</b>	<b>-0.0014</b>	<b>-0.0480</b>				

**Cuadro 4 (conclusión)**

<i>Ocupadas</i>	$(\Delta d)X^{96}$	$d^{76}(\Delta X)$	<i>Suma</i>	$d^{76}$	$d^{96}$	$X^{76}$	$X^{96}$
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<b>Desempleados</b>							
Constante	-0.1914	0.0000	-0.1914	-0.0031	-0.3225		
Educación	-0.0357	-0.0005	-0.0362	-0.0002	-0.0042	6.520	8.839
Edad	0.2824	-0.0002	0.2822	-0.0001	0.0132	40.460	45.450
Casado	-0.0222	-0.0002	-0.0224	0.0046	-0.0193	0.975	0.931
Inmigrante	0.0006	0.0001	0.0007	-0.0050	0.0100	0.067	0.037
Otros							
Ingresos	-0.0028	0.0000	-0.0027	0.0000002	0.0000	1361.033	1537.000
Hijos jefe	0.0009	-0.0002	0.0008	0.0001	0.0011	2.920	0.989
<b>Suma</b>	<b>0.0319</b>	<b>-0.0009</b>	<b>0.0310</b>				

**Cuadro A5**  
*Resultados para hijos*

<i>Ocupados</i>	$(\Delta d)X^{96}$	$d^{76}(\Delta X)$	<i>Suma</i>	$d^{76}$	$d^{96}$	$X^{76}$	$X^{96}$
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<b>Estudiantes</b>							
Constante	-2.2093	0.0000	-2.2093	5.2527*	3.0668*		
Educación	-0.2257	0.1333	-0.0924	0.1268*	0.1035*	8.644	9.695
Edad	2.1359*	-0.2804	1.8556	-0.4946*	-0.2873*	17.910	20.430
Inmigrante	0.0048*	0.0056	0.0104	-0.2401*	0.0232	0.041	0.018
Otros							
Ingresos	-0.0278	-0.0176	-0.0454	0.000011*	0.000005*	5831.310	4278.000
Hijos jefe	0.0172*	0.0685	0.0857	-0.0224*	0.0090*	3.605	0.548
Desjefe	0.0054	-0.0105	-0.0052	-0.2631*	-0.1580*	0.011	0.051
Retijefe	-0.0039	0.0036	-0.0003	0.1095*	0.0793*	0.097	0.130
<b>Suma</b>	<b>-0.3035</b>	<b>-0.0975</b>	<b>-0.4010</b>				
<b>Ocupados</b>							
Constante	1.7437	0.0000	1.7437	-4.5464*	-2.7787*		
Educación	0.2088	-0.1169	0.0920	-0.1112*	-0.0896*	8.644	9.695
Edad	-1.6473*	0.2389	-1.4084	0.4367*	0.2684*	17.910	20.430
Inmigrante	-0.0041*	-0.0042	-0.0083	0.1795*	-0.0462	0.041	0.018
Otros							
Ingresos	0.0213	0.0120	0.0333	-0.000008*	-0.000003	5831.310	4278.000
Hijos jefe	-0.0178*	-0.0526	-0.0704	0.0172*	-0.0152	3.605	0.548
Desjefe	-0.0074	0.0075	0.0001	0.1869*	0.0424	0.011	0.051
Retijefe	-0.0020	-0.0021	-0.0041	-0.0635*	-0.0788*	0.097	0.130
<b>Suma</b>	<b>0.2953</b>	<b>0.0827</b>	<b>0.3780</b>				

Cuadro 5 (conclusión)

<i>Ocupados</i> (1)	$(\Delta d)X^{96}$ (2)	$d^{76}(\Delta X)$ (3)	<i>Suma</i> (4)	$d^{76}$ (5)	$d^{96}$ (6)	$X^{76}$ (7)	$X^{96}$ (8)
<b>Desempleados</b>							
Constante	0.4655	0.0000	0.4655	-0.7063	-0.2881*		
Educación	0.0170	-0.0164	0.0005	-0.0156*	-0.0139*	8.644	9.695
Edad	-0.4885	0.0414	-0.4471	0.0580	0.0189*	17.910	20.430
Inmigrante	-0.0007	-0.0014	-0.0021	0.0606	0.0231	0.041	0.018
<b>Otros</b>							
Ingresos	0.0065	0.0056	0.0121	-0.000004*	-0.000002	5831.310	4278.000
Hijos jefe	0.0006	-0.0159	-0.0153	0.0052	0.0062	3.605	0.548
Desjefe	0.0020	0.0031	0.0051	0.0762	0.1156*	0.011	0.051
Retijefe	0.0059	-0.0015	0.0044	-0.0460	-0.0005	0.097	0.130
<b>Suma</b>	0.0082	0.0148	0.0230				

## Apéndice B

La ecuación de salarios (1) se estimó, corrigiendo por el problema de autoselección (únicamente observamos los salarios de los que trabajan, con lo que la variable  $W$  está truncada), calculando un factor de corrección, que se denominará  $FC$ , al seguir la metodología de dos etapas de Heckman (1979) y de Lee (1983), y que Greene (1995) instrumenta en el programa LIMDEP. Los resultados se encuentran en los cuadros B1 y B2 para hombres y mujeres, respectivamente. Para aproximar la variable experiencia se usaron los años de edad. Para ver si los coeficientes de 1976 son diferentes a los de 1996 se hizo una prueba de Wald, mezclándose las muestras de ambos años y a través de variables ficticias se volvió a correr la misma regresión, pero ahora con el doble de parámetros a estimar, los de 1976 y los de 1996. Al hacer una prueba  $t$  para los parámetros se puede observar si son significativamente diferentes de cero. Los casos en que fue así, se señalan con un asterisco en los parámetros correspondientes a 1996 en dichos cuadros. En las regresiones para los grupos de mujeres, se encuentra que los cambios en las constantes son significativamente diferentes de cero, indicando cambios inesperados en los salarios.

**Cuadro B1**

*Resultados de las regresiones para los salarios de los hombres  
(control por selectividad)*

Variable	Jefes de familia		Hijos	
	1976	1996	1976	1996
FC	0.4556 (1.90)	0.8663 (1.66)	-0.5591 (-3.19)	-0.1325 (-1.16)
Constante	0.6188 (2.65)	-0.1892 (-0.46)	1.4117 (1.25)	-0.5139 (-1.11)
Educación	0.1015 (18.90)	0.1399* (12.24)	0.0961 (5.26)	0.1146 (11.01)
Edad	0.0703 (6.30)	0.0492 (2.71)	0.0352 (0.39)	0.0743 (2.44)
Edad <sup>2</sup>	-0.0008 (-5.86)	-0.0006 (-2.25)	-0.0005 (-0.27)	-0.0010 (-2.20)
<i>n</i>	470	711	114	421
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.46	0.34	0.44	0.34

Notas: a) El valor de la variable FC es para la corrección por autoselección a la oferta de trabajo. b) Valores *t* entre paréntesis. Estos se obtienen de la regresión de mínimos cuadrados ordinarios. c) Los asteriscos indican que los coeficientes de 1976 y 1996 son estadísticamente diferentes al utilizar un nivel de confianza del 95%.

**Cuadro B2**

*Resultados de las regresiones para los salarios de las mujeres  
(Controlando por selectividad)*

Variable	Jefes de familia		Esposas		Hijas	
	1976	1996	1976	1996	1976	1996
FC	0.6312 (1.27)	-0.3087 (-0.39)	-0.1039 (-0.92)	0.0038* (0.05)	-0.7501 (-2.171)	0.1981* (1.097)
Constante	4.3488 (1.43)	-0.6933* (-0.78)	5.6771 (2.99)	-0.3145* (-0.31)	4.1013 (1.52)	-1.7016* (-2.055)
Educación	0.1313 (2.80)	0.1270 (3.56)	0.1327 (3.62)	0.1506 (10.29)	0.0904 (3.98)	0.1019 (8.54)
Edad	-0.1586 (-1.08)	0.0633* (1.78)	-0.2092 (-2.28)	0.0464* (0.90)	-0.1498 (-0.771)	0.1439 (3.03)
Edad <sup>2</sup>	0.0018 (1.03)	-0.0004* (-0.86)	0.0023 (2.04)	-0.0004* (-0.60)	0.0030 (0.83)	-0.0019 (-2.662)

**Cuadro B2 (conclusión)**

Variable	Jefes de familia		Esposas		Hijas	
	1976	1996	1976	1996	1976	1996
<i>n</i>	25	57	38	150	93.0000	278
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.41	0.57	0.50	0.43	0.34	0.33

Notas: a) El valor de la variable FC es para la corrección por autoselección a la oferta de trabajo. b) Valores *t* entre paréntesis. Estos se obtienen de la regresión de mínimos cuadrados ordinarios en el caso de las hijas. c) Los asteriscos indican que los coeficientes de 1976 y 1996 son estadísticamente diferentes al utilizar un nivel de confianza del 95%.