



Educação & Realidade

ISSN: 0100-3143

educreal@ufrgs.br

Universidade Federal do Rio Grande do
Sul
Brasil

Vidal Peroni, Vera Maria; Caetano, Maria Raquel
Atuação em Rede e o Projeto Jovem de Futuro: a privatização do público
Educação & Realidade, vol. 41, núm. 2, abril-junio, 2016, pp. 407-428
Universidade Federal do Rio Grande do Sul
Porto Alegre, Brasil

Disponível em: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=317245198006>

- Como citar este artigo
- Número completo
- Mais artigos
- Home da revista no Redalyc

redalyc.org

Sistema de Informação Científica
Rede de Revistas Científicas da América Latina, Caribe, Espanha e Portugal
Projeto acadêmico sem fins lucrativos desenvolvido no âmbito da iniciativa Acesso Aberto

RENDIMIENTOS PRIVADOS DE LA EDUCACIÓN SUPERIOR EN MÉXICO EN 2006

Un modelo de corrección del sesgo
por autoselección*

*Marco Antonio Austria Carlos
y Francisco Venegas-Martínez***

RESUMEN

En esta investigación se estima los rendimientos marginales de la educación superior (ES) en México y se evalúa su efecto en los salarios de los individuos que concluyeron una carrera profesional o un posgrado. La estimación de los rendimientos se realiza mediante el procedimiento sugerido por Heckman *et al* (2000 y 2001). La información utilizada para la estimación emplea una muestra de la Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares (ENIGH) 2006 que incluye sólo individuos que aún viven con sus padres. El procedimiento de estimación propuesto corrige los problemas asociados con la heterogeneidad y la autoselección de los individuos. El principal resultado de esta investigación, apoyado por la evidencia empírica, es que los rendimientos marginales de la ES y el efecto en los ingresos son ambos positivos.

* *Palabras clave:* rendimientos de la educación superior, autoselección. *Clasificación JEL:* C21, I21. Artículo recibido el 16 de septiembre de 2008 y aceptado el 4 de noviembre de 2010. Los autores desean agradecer los valiosos comentarios y sugerencias de dos dictaminadores anónimos de EL TRIMESTRE ECONÓMICO.

** Escuela Superior de Economía, Instituto Politécnico Nacional (correos electrónicos: autriche357@yahoo.com.mx y fvenegas1111@yahoo.com.mx).

ABSTRACT

The aim of this research is to estimate the marginal returns of higher education in Mexico and assess its impact on wages of individuals ending a career or graduate studies. The estimation is carried out through the procedure suggested by Heckman *et al* (2000 and 2001). The information used for the estimation employs a sample from the National Survey of Income and Expenditure of Households (ENIGH) 2006 that includes only individuals who still live with their parents. The proposed estimation procedure corrects the problems associated with heterogeneity and self-selection of individuals. The main result of this research, supported by empirical evidence, is that both marginal returns of higher education and impact on wages are positive.

INTRODUCCIÓN

Para Schultz (1961) la mayor inversión en capital humano es aquella en la que los individuos aumentan sus capacidades en el sector productivo por medio de una mayor escolaridad. De esta manera la educación superior es una variable que permite explicar en gran medida el crecimiento y el desarrollo de las economías. Por otra parte, el ingreso asociado con la educación afecta de manera directa el bienestar económico (función de utilidad indirecta) de los individuos;¹ este ingreso permite explicar, en cierta medida, las condiciones asociadas con los diferentes estratos de pobreza prevalentes en México, como puede verificarse en Alonzo (2004).

La principal contribución de esta investigación consiste en demostrar que la educación superior (ES) afecta positivamente el ingreso de los individuos. Además, se determina los factores observables e inobservables relacionados con el entorno familiar y económico que influyen en la decisión de los individuos de participar o no en un programa de ES. Esta investigación permite además obtener la tasa de rendimientos de la ES en función de la intensidad con que dichos factores se presentan.

Con base en el modelo de capital humano de Mincer (1974), el presente artículo pretende evaluar el efecto de la educación en los ingresos de los

¹ Por ejemplo, en México, el Consejo Nacional de Evaluación de la Política de Desarrollo Social (Coneval), a partir de la definición de las líneas de pobreza, estima el total de la población que vive en condiciones de pobreza alimentaria, de capacidades y de patrimonio. Comúnmente, a estas tres categorías se les conoce como la pobreza de ingresos, que al converger con el objetivo de esta investigación es posible generar recomendaciones para construir estrategias de política pública en materia educativa a fin de reducir la pobreza en México, en particular en las entidades con mayor índice de marginación.

egresados a lo largo de su ciclo de vida. Este modelo proporciona la base teórica para el estudio de los salarios en función de variables que incrementan la productividad de los individuos. A partir de los trabajos de Schultz (1961) y Becker (1962 y 1964)² se ha presentado un importante número de contribuciones en la estimación de rendimientos de la inversión en capital humano,³ cuyos resultados demuestran que la escolaridad de los individuos es un determinante fundamental de los ingresos.

Existe una gran cantidad de estudios realizados en muchos países respecto a los rendimientos de la educación, entre los que se destacan: Hansen (1963), Hanoch (1967), McMahon (1991), Psacharopoulos (1993), Ashenfelter y Krueger (1994), Altonji (1993), Altonji y Dunn (1996), Harmon y Walker (1995), Alba-Ramírez y San Segundo (1995), Cohn y Addison (1998), Card (1999), Asplund y Pereira (1999), Card (2000), Harmon, Walker y Westergaard-Nielsen (2001), Walker y Westergaard-Nielsen (2001), Carneiro, Heckman y Vytlacil (2001), Psacharopoulos y Patrinos (2002), San Segundo y Valiente (2003), Harmon, Oosterbeek y Walker (2003), Carneiro, Hansen y Heckman (2003), Arrazola, De Hevia, Risueño y Sanz (2003) y Moffitt (2007), entre otros. Para el caso de México existen varias estimaciones de los rendimientos de la educación, por ejemplo: Carnoy (1967) afirma que las distintas escolaridades explican de manera congruente las diferencias salariales entre los trabajadores mexicanos. Este autor obtiene rendimientos de 21% para la escolaridad de dos a cuatro años, 48.6% para cinco a seis años, 36% para siete a ocho años, 17.4% para nueve a 11 años, 15.8% para 12 a 13 años y, por último, 36.7% para 14 a 16 años.

Por otra parte, Bracho y Zamudio (1994), empleando una ecuación minceriana y datos de la ENIGH (1989), calculan las tasas de rendimiento privadas a la educación en México para la población en general, distinguen por género, tipo de residencia y efectos generacionales. Estos autores estiman un rendimiento de 11.7% por cada año adicional de escolaridad. Asimismo, Rojas, Angulo y Velásquez (2000), con una ecuación minceriana y datos de

² Para Becker (1964) los gastos en educación o capacitación significan inversiones en capital que concuerdan plenamente con la definición tradicional del concepto de capital (Skipper, 2006).

³ Dentro de estas contribuciones está el método de variables instrumentales (VI), empleado cuando se busca corregir el problema de la endogeneidad de la educación, que acarrea la incongruencia en los estimadores de mínimos cuadrados ordinarios (MCO). Por su parte, Barceinas (2001) ha demostrado que los rendimientos con corrección de sesgo han llegado a ser mayores en comparación con las realizadas por MCO, cuya principal consecuencia es que los individuos con mayor escolaridad suelen contar con rendimientos por encima de la media, lo que no logra demostrarse cuando no se presentan los problemas asociados al sesgo.

la ENIGH (1992), estiman la función de ingreso salarial y proyectan el ciclo de vida de acuerdo con el grado de escolaridad alcanzado por el individuo. Estos autores concluyen que la mayor escolaridad está asociada a mayores ingresos salariales, por lo que un universitario graduado percibe, en promedio, un salario 78% superior al de una persona sin escolaridad. Barceinas (2001) analiza la relación ingresos-educación en México mediante el cálculo de las tasas de rentabilidad de la educación a partir de la ENIGH (1994 y 1996). Barceinas emplea métodos como: *i*) el directo, *ii*) ecuación minceriana y *iii*) el método elaborado; en el caso de la ecuación minceriana encuentra un rendimiento que varía entre 13.7 y 15.2 por ciento.

Por su parte, Sarimaña (2002), a partir de datos de la ENIGH (1998), estima los rendimientos de la escolaridad con el método de variables instrumentales (VI). Las estimaciones muestran que la tasa de rendimiento de la escolaridad aumenta una vez que se considera la educación como variable endógena. La tasa de rendimiento marginal promedio de la escolaridad estimada por este autor es de 13.2% con el método de VI y 11.04% con mínimos cuadrados ordinarios (MCO). Del Razo (2003) resalta que tanto para hombres como para mujeres la tasa de rendimiento de la educación es mayor para los profesionistas en comparación con otras ocupaciones que requieren una menor escolaridad; encuentra, por ejemplo, que en 1994 las mujeres ganan 25.32% menos que los hombres (0.2920 puntos logarítmicos), y para 2001 la brecha de ingresos se ha ampliado a 27.1% (0.3160 puntos logarítmicos) con escolaridad similar. Rodríguez-Oreggia (2004) calcula los rendimientos de la escolaridad en varias regiones empleando el método de dos etapas de Heckman y concluye que los rendimientos educativos aumentan al final del decenio de los ochenta, pero decrecen después del periodo 1993-1994. Este autor estima una tasa de rendimiento promedio a lo largo de ese periodo equivalente a 9.12 por ciento.

López-Acevedo (2004) extiende el modelo de Mincer añadiendo variables tales como región, sector y *status* en el mercado de trabajo para calcular los rendimientos a la educación en México en el periodo 1988-2002 con base en la Encuesta Nacional de Empleo Urbano (ENEU). También mediante la metodología de *quantile regression* concluye que las diferencias educativas explican la mayor parte de la desigualdad en México. Para ese periodo, López-Acevedo muestra que la tasa de rendimiento de la educación terciaria pasa de un poco más de 6% en 1988 a 10% en 2002. Ordaz (2007) muestra la estrecha relación que se establece entre la escolaridad de la fuerza de trabajo y las mayores oportunidades de emplearse, así como a acceder a

mayores ingresos. Este autor obtiene una tasa de rendimiento para la educación superior (licenciatura) equivalente a 9% aproximadamente en 2005.

Por otra parte, Card (1999) en su análisis de medición de los rendimientos de la educación afirma que el estimador de MCO, resultado de una ecuación salarial minceriana, presenta dos sesgos importantes: *i*) atribuido a la correlación entre la escolaridad y la pendiente de la función de ingresos y *ii*) relacionado con las capacidades de los individuos cuyo efecto es captado por el intercepto de la regresión y éste se correlaciona con la escolaridad. Este autor propone incorporar al modelo econométrico variables instrumentales⁴ para tratar parcialmente ambos sesgos. Sin embargo, en su trabajo este problema no se resuelve por completo. Para enmendar dicha limitación, esta investigación emplea el proceso bietápico sugerido por Heckman, Tobias y Vytlacil (2000 y 2001), el cual considera los problemas descritos y en particular los problemas de sesgo relacionados con la autoselección y la heterogeneidad de los individuos.

Aunado a lo anterior, de acuerdo con Diez de Medina (1992), el problema de sesgo por autoselección es común en la evaluación del efecto de un programa. Este problema surge cuando la extracción de una muestra no se realiza con la misma probabilidad para todos sus elementos, ya sea por la manera de recabar la muestra o por las características de los individuos estudiados, o ambas. En el muestreo aleatorio se cuenta siempre con la información de la probabilidad *a priori* de extracción de cada individuo en la muestra, por lo que de existir igual probabilidad, una mayor muestra brindará mejores estimaciones. Esto implica que si la muestra no es aleatoria, sólo es posible describir características de la muestra pero no de la población.⁵

Diez de Medina (1992) considera que a diferencia del programa experimental, en el que el grupo de control está conformado por individuos que se postulan voluntariamente, el programa cuasi experimental conforma un grupo de control con datos externos⁶ al programa. Dado que no existe nin-

⁴ De acuerdo con Barceinas (2001), con el propósito de evitar sesgos en las estimaciones por MCO en el análisis entre escolaridad e ingresos, se ha empleado diferentes estrategias, entre la más utilizada está la de variables instrumentales (VI) en los que una condición necesaria para que el método proporcione estimadores congruentes del rendimiento promedio de la educación es que los instrumentos utilizados no estén correlacionados con la capacidad del individuo, evitando así el problema de endogeneidad; por tanto, si el método cumple con estos requisitos, entonces producirá estimadores congruentes, de lo contrario agravarán el problema.

⁵ En este sentido el proceso bietápico adopta dichas consideraciones evitando problemas de sesgo.

⁶ Esto se debe a que en su elaboración se observa datos que posiblemente en su concepción original no tenía como objetivo el de evaluar un programa o tratamiento.

gún tipo de asignación aleatoria en la conformación de ambos grupos (control y tratamiento) en este programa, no es posible asegurar la equivalencia inicial de los grupos, lo que trae como consecuencia de manera evidente el problema de sesgo por autoselección y la presencia de posibles problemas de validez tanto interna⁷ como externa⁸ del programa empleado.

Para evaluar el efecto de los rendimientos de la ES en la presente investigación se empleó el método cuasiexperimental⁹ mediante un análisis comparativo entre el grupo de tratamiento y de control¹⁰, que hace posible aislar las características observables entre ambos grupos y evaluar en qué medida pueden atribuirse diferencias entre la escolaridad (tratamiento) y los ingresos salariales (resultado) observados sin incurrir en problemas de sesgo. En este contexto, en el análisis de efecto se estimó el panorama contrafactual simulando lo que habría ocurrido si el proyecto nunca se hubiera realizado; lo que hizo necesario separar el efecto de las intervenciones de otros factores.¹¹

Al considerar lo anterior, la presencia de sesgo en la muestra empleada suele ser un obstáculo en la evaluación de efectos al no obtener resultados representativos de la población. En este contexto, la presente investigación estima cuatro parámetros de interés: *i*) efecto del tratamiento en los tratados (TT, por sus siglas en inglés, *Treatment on the Treated*); *ii*) efecto del tratamiento medio (ATE, por sus siglas en inglés, *Average Treatment Effect*);

⁷ La validez interna, de acuerdo con Campbell y Stanley (1973), se refiere a que el programa cuasi experimental tiene validez interna cuando todas las posibles explicaciones quedan controladas por el programa. Según estos autores, la validez interna puede estar asociada con la siguiente problemática: la selección de una muestra no aleatoria; externalidades (acontecimientos) dentro del periodo de la investigación; carácter cíclico del fenómeno estudiado y la experiencia propia; acontecimientos internos; adaptación de los participantes a las pruebas (familiarización de los participantes con el material); efectos de la instrumentación (diferencia en los instrumentos de medición), regresión a la media (tendencia de los datos extremos a volver hacia la media cuando se repite la medición), y pérdidas no aleatorias de participantes (efecto asociado a la condición en la que fueron asignados).

⁸ La validez externa, según Campbell y Stanley (1973), se refiere a la necesidad de que exista representatividad de las unidades de muestreo, en busca de la posibilidad de extrapolar o generalizar los efectos de los resultados obtenidos a otros contextos, como poblaciones, situaciones, variables de tratamiento y variables de medición. Según estos autores, la validez externa, en los programas cuasiexperimentales, puede estar asociada con la problemática de elección de un procedimiento que no garantice la representatividad de la muestra y la elección de sujetos voluntarios que genera un sesgo en la muestra.

⁹ La principal ventaja de estos programas es la existencia de datos, representando menor costo y prontitud en su instrumentación una vez que el programa ya ha sido desarrollado.

¹⁰ El grupo de tratamiento representa a los individuos que reciben la evaluación, mientras que el grupo de control representa a los que no participan en un programa ni reciben beneficios; Baker (2000).

¹¹ De manera similar a la evaluación del efecto de programas sociales en México, en la que el objetivo es determinar si el programa de que se trata produjo los efectos esperados en términos de bienestar y si éstos son atribuibles a dicho programa, la presente investigación tiene como objetivo determinar los efectos de la ES en el ingreso salarial observado en los individuos.

iii) efecto marginal del tratamiento (MTE, por sus siglas en inglés *Marginal Treatment Effect*), y iv) efecto del tratamiento medio local (LATE, por sus siglas en inglés, *Local Average Treatment Effect*); propuestos en Heckman, Tobias y Vytlacil (2000 y 2001)¹² para la corrección del sesgo por autoselección. Para simplificar la notación, en lo sucesivo se hará mención a estos parámetros por sus siglas en inglés.

La bibliografía tradicional respecto a la evaluación del efecto de un programa aborda los rendimientos de la educación desde una perspectiva del rendimiento privado, captando únicamente los beneficios que disfrutaron los individuos como producto de la inversión realizada por ellos y/o su familia. Lo anterior se debe a que la ecuación salarial minceriana (Mincer, 1974) estima rendimientos privados; que es la manera tradicional de estimar la tasa interna de rendimiento (TIR) de la inversión en educación. La principal limitación de este procedimiento consiste en dejar al margen la estimación de los rendimientos sociales asociados a los gastos (inversión) y otros factores externos que inciden de manera significativa en los rendimientos de la educación. Con el supuesto de las limitaciones del procedimiento se estimará los rendimientos privados de la educación de manera tradicional considerando únicamente los gastos (inversión) realizados por el individuo y/o su familia, sin considerar externalidades asociadas al sector público.

Este artículo se encuentra organizado de la siguiente manera. En la sección I se establece el modelo para la estimación de los rendimientos privados de la ES. En el transcurso de la sección II se describe la muestra empleada y el método de estimación. En la sección III se realiza un análisis estadístico de la muestra empleada. En la sección IV se explica los resultados de las estimaciones econométricas. Por último, se presenta las conclusiones de este trabajo y se plantea nuevas líneas de investigación respecto a la elaboración e instrumentación de políticas públicas dirigidas a la ES en México.

I. MODELO DE ESTIMACIÓN

De acuerdo con Baker (2000) en la evaluación del efecto de un programa es frecuente emplear técnicas econométricas para inferir el comportamiento de poblaciones o parámetros que son de interés para el tomador de decisiones, en cuyo caso es común que las muestras tengan ciertas cualidades, que

¹² Los dos primeros efectos del tratamiento reciben particular atención en la bibliografía actual debido a que suelen ser suficientes para explicar el efecto del programa en la población objetivo.

de no ser consideradas al hacer inferencia estadística puede suceder que los individuos no decidieran participar en el programa de manera voluntaria, sino de manera obligada dadas las características del programa. Considerando lo anterior, en esta investigación, el problema de sesgo y heterogeneidad se abordará con la metodología propuesta por Heckman, Tobias y Vytlacil (2000 y 2001), que se describe a continuación.

Se supondrá que un individuo obtiene un resultado (salario por hora) con o sin tratamiento (ES). Para ello, se denotan mediante Y_1 el resultado con tratamiento y Y_0 el resultado en ausencia del mismo, por lo que sólo una de estas dos variables se observa para cada individuo. Para evaluar el efecto del tratamiento se debe medir la variable no observable, la cual se obtiene de la diferencia de $Y_1 - Y_0$ con base en las siguientes ecuaciones:

$$D = Z\theta + U_D \quad (1)$$

$$Y_1 = X\beta_1 + U_1 \quad (2)$$

$$Y_0 = X\beta_0 + U_0 \quad (3)$$

en las que

$$\begin{pmatrix} U_D \\ U_1 \\ U_0 \end{pmatrix} \sim N \left(0, \begin{bmatrix} 1 & \sigma_{1D} & \sigma_{0D} \\ \sigma_{1D} & \sigma_1^2 & \sigma_{10} \\ \sigma_{0D} & \sigma_{10} & \sigma_2^2 \end{bmatrix} \right)$$

La ecuación (1) representa la decisión de cada individuo en participar o no en el programa educativo y se caracteriza por ser una variable latente¹³, la cual es explicada por una serie de variables independientes contenidas en Z . De esta manera, definiendo una variable latente D con valores de 1 (con tratamiento) y 0 (sin tratamiento), es posible establecer que la variable observable D es una función de la variable latente, lo que posibilita una conexión entre el mecanismo de elección individual y las variables independientes X contenidas en las ecuaciones (2) y (3).

Ya que la variable latente D se encuentra en función del conjunto de variables Z , aparece de manera natural una restricción de exclusión para el

¹³ La característica de este tipo de variables es que no pueden ser medidas directamente, pero permiten definir una pauta de respuestas a un grupo de indicadores (véase Willms, 2006); tal es el caso de los modelos *Probit*.

conjunto de variables independientes X que determinan a Y_1 y Y_0 . Con esta restricción, el mecanismo de elección debe incluir al menos un elemento en Z que no se encuentre en X ; véase, al respecto, Heckman y Vytlacil (2001).¹⁴

En lo que respecta a las ecuaciones (2) y (3), Y_1 y Y_0 representan el logaritmo natural del salario por hora con y sin ES, respectivamente. Estas variables dependen a su vez de un conjunto de variables independientes X , las cuales representan los determinantes de la variable dependiente Y que se observa solamente en dos estados posibles.¹⁵ A partir del modelo especificado, se observa el salario (por hora) de los individuos una vez que ya se efectuó la decisión de participar o no en el programa.

Derivado de que el efecto de programas es diferente según los individuos en la muestra, los supuestos condicionarán el tipo de características que se estudiarán en la evaluación de dichos programas. El primer supuesto que sustenta esta investigación es que el efecto del programa no es igual para todos los individuos; el segundo es que el efecto es diferente entre los grupos de tratamiento y de control, en el que es imposible determinar *a priori* la magnitud de los efectos, y como supuesto adicional se tiene que el efecto entre aquellos que deciden participar en el programa es también diferente, por lo que esta decisión será en función de sus características observadas y subyacentes. Este último supuesto tiene consecuencias significativas en la definición de políticas públicas, ya que la localización eficiente de individuos, con determinadas características, determinará el efecto de los programas en la población objetivo; véase, al respecto, Heckman y Vytlacil (2001).

Para calcular los rendimientos de la ES mediante la ganancia log-salarial esperada para un conjunto de características observables en X , se estimarán cuatro parámetros propuestos en Heckman, Tobias y Vytlacil (2000 y 2001): ATE, TT, LATE y MTE. Dado que estos se emplean comúnmente para evaluar

¹⁴ De acuerdo con Heckman y Vytlacil (2000), el mecanismo de elección es producto de la restricción entre las ecuaciones salariales [ecuaciones (2) y (3)] y la ecuación que contiene a la variable latente [ecuación (1)]. Esta restricción es conocida comúnmente como de exclusión, ya que exige que al menos un elemento contenido en Z no esté contenido en X . De esta manera, las variables elegidas o variables de elección en Z condicionan la decisión de recibir o no el tratamiento; mientras que las variables contenidas en X servirán generalmente para calcular las ganancias salariales con y sin el programa. En esta investigación, las variables fueron elegidas de acuerdo con la bibliografía relacionada con la evaluación de efectos (Baker, 2000), la cual muestra de manera generalizada el papel trascendental de los ingresos y del tamaño del hogar en la reducción de la pobreza y la decisión de los individuos para participar o no en un programa.

¹⁵ Los estados posibles hacen referencia a que un individuo debe pertenecer a un y sólo a un grupo en la muestra seleccionada, a saber, el grupo de tratamiento o grupo de control.

el efecto de programas, a continuación se explica brevemente sus alcances. El efecto ATE se define como el rendimiento esperado del programa cuando un individuo es elegido aleatoriamente dentro de la población factible¹⁶. Este parámetro estima, en valores promedios, la ganancia esperada para cualquier persona cuando está dado un conjunto de variables observables contenidas en $X = x$. Para su estimación se emplea la siguiente ecuación:

$$\text{ATE}(x) = E[Y_1 - Y_0 | X = x] = x(\beta_1 - \beta_0) \quad (4)$$

El efecto ATE es un instrumento útil cuando, si en vez de eliminar o reducir un programa, se quiere ampliar a toda la población elegible o hacerlo obligatorio para todas las personas que cumplen determinadas características.¹⁷ Por ejemplo, en materia de programas sociales relacionados con la pobreza el parámetro ATE garantiza localizar la proporción de la población sujeta de recibir el beneficio, permitiendo contar con una política pública más emprendedora en la lucha contra la pobreza. Considerando esto, en la presente investigación se busca demostrar que es factible ampliar la población elegible del programa de ES en lugar de reducirla, ya que existe una población con características suficientes para ser incorporadas, que permite aumentar sus ingresos y otras variables relacionadas con la pobreza de ingresos según el Coneval.

En lo que respecta al efecto TT,¹⁸ éste se define como el rendimiento esperado del programa para los individuos que eligieron participar y que en realidad recibieron el tratamiento voluntariamente. Por lo que la ganancia esperada de quienes efectivamente han recibido el tratamiento ($D = 1$), sujeto al conjunto de variables observables contenidas en $X = x$ y $Z = z$, está dada por:

$$\text{TT}(x, z, D = 1) = E[Y_1 - Y_0 | X = x, Z = z, D = 1] = x(\beta_1 - \beta_0) + (\rho_1\sigma_1 - \rho_0\sigma_0) \frac{\phi(z\theta)}{\Phi(z\theta)} \quad (5)$$

en la que $\phi(\cdot)$ representa la función de densidad de una variable aleatoria normal estándar, $\Phi(\cdot)$ denota su función de distribución acumulada y ρ_1 y ρ_0 son los coeficientes de correlación entre U_1 y U_D , y U_0 y U_D , respecti-

¹⁶ En nuestro caso la población elegible está constituida por los individuos que integran los grupos de tratamiento y de control.

¹⁷ Heckman (2000 y 2001) afirma que no es útil considerar a toda la población en la que se incluyen individuos que no deben ser objetivo del programa; para lo cual es posible restringir el promedio ATE y considerar sólo segmentos de población en los cuales es importante incidir por medio de alguna política pública.

¹⁸ El parámetro TT es una extensión del parámetro ATE, de aquí que se estime primero este último.

vamente. La relevancia de este parámetro consiste en mostrar que efectivamente el programa aplicado tiene el efecto esperado¹⁹ en los ingresos de los individuos que decidieron de manera voluntaria participar en el programa,²⁰ pero que además es mayor en comparación con aquellos cuya escolaridad es menor.

El efecto MTE, además de estimar las preferencias de los individuos objeto de estudio, también estima el rendimiento esperado del programa para aquellos individuos que se encuentran en el límite de participar en dicho programa,²¹ condicionado al conjunto de variables observables contenidas en $X = x$, y variables no observables contenidas en $U_D = u_D$. En este contexto se desea indagar si los individuos cuentan con variables no observables que influyen en su elección para recibir el tratamiento, con lo que obtienen rendimientos menores como resultado de no participar en el programa. Para estimar este parámetro, formalmente, se tiene:

$$\text{MTE}(x, u_D) = E[Y_1 - Y_0 | X = x, U_D = u_D] = x(\beta_1 - \beta_0) + (\rho_1\sigma_1 - \rho_0\sigma_0)u_D \quad (6)$$

La utilidad principal del MTE se infiere de la dependencia que guarda con los valores de u_D ,²² de tal manera que si se evalúa el efecto MTE con valores altos de u_D , se estará calculando la ganancia media para aquellos individuos cuyos factores inobservables hacen menos probable su participación en el tratamiento y, lo contrario, para valores bajos de u_D en que si $u_D = 0$ el MTE es igual al parámetro ATE.²³ Si bien el efecto MTE resulta ser la forma límite del efecto LATE, éste suele ser un instrumento útil que permite mostrar la existencia de externalidades (por lo general no observables) que suelen condicionar a los individuos a participar o no en el programa; de aquí el signo negativo (esperado) y que en el caso de programas sociales puede significar el éxito o fracaso del mismo. En el caso de esta investigación, el efecto

¹⁹ En congruencia con lo planteado en la teoría del capital humano se demuestra que una mayor escolaridad está generalmente asociada a un mayor ingreso.

²⁰ En el peor de los casos, si el efecto del programa resulta no ser el esperado, entonces se dice que el programa debe ser eliminado.

²¹ El efecto MTE fue introducido en la bibliografía por Björklund y Moffitt (1987), y es la forma límite del parámetro del efecto LATE. En ese sentido, es necesario resaltar que estos individuos efectivamente no han recibido el tratamiento, resultando en un rendimiento un poco menor al que pueden acceder si deciden participar en el programa.

²² Este componente capta todos los factores inobservables que también inciden de manera importante en la variable latente y que son linealmente independientes de las variables explicativas contenidas en Z .

²³ En la medida que u_D se aproxima a 0, resulta más probable que los individuos decidan participar en el programa, lo que posibilita obtener un mayor rendimiento de sus ingresos.

MTE busca demostrar que la heterogeneidad entre grupos es persistente y que efectivamente existen factores externos que reducen la probabilidad de participar en el programa de ES de ciertos individuos, los cuales tienen asociados un menor rendimiento de sus ingresos en comparación con los que decidieron participar en el programa.

El efecto LATE²⁴ se define como el rendimiento esperado del programa debido a cambios en los factores observables contenidos en Z_k , los cuales inducen a los individuos a recibir el programa. Este efecto se define a partir de un cambio de $Z\theta = z\theta$ a $Z\theta = z'\theta$ con $z\theta < z'\theta$, en el que z y z' son iguales excepto en el k -ésimo elemento. Para estimar este parámetro, formalmente, se escribe:

$$\begin{aligned} \text{LATE}(D(z)=0, D(z')=1, X=x) &= E[Y_1 - Y_0 | D(z)=0, D(z')=1, X=x] = \\ &= x(\beta_1 - \beta_0) + (\rho_1\sigma_1 - \rho_0\sigma_0) \frac{\phi(z'\theta) - \phi(z\theta)}{\Phi(z'\theta) - \Phi(z\theta)} \end{aligned} \quad (7)$$

La relevancia de este parámetro, considerando paralelamente las consecuencias del efecto ATE, se fundamenta en el hecho de que permite simular efectos esperados (efectos locales) del programa como el producto de variaciones en los valores de algunas variables de interés, que al ser comparados directamente con los resultados del efecto ATE permiten definir estrategias que puedan coadyuvar al logro de los objetivos del programa de manera eficiente.²⁵ En esta investigación, los efectos LATE simulan los rendimientos esperados de los individuos cuando se hace variar la escolaridad de los padres y el tamaño del hogar, lo que indudablemente suele ser de gran utilidad cuando se busca eficientar estrategias de política pública en materia educativa.

A continuación se presenta los resultados obtenidos con los cuatro parámetros de interés en los que se ha empleado el proceso bietápico propuesto en Heckman (2000 y 2001). En la primera etapa se estima un modelo *Probit* en el que se calcula la variable auxiliar²⁶ denominada λ , la cual capta el efecto del sesgo de autoselección presente en la variable latente D . En la segunda etapa se estiman las ecuaciones salariales mincerianas en la que se emplea la variable auxiliar λ , lo que corrige el sesgo originado por el truncamiento de las variables dependientes Y_1 y Y_0 , y permite obtener parámetros más confiables.

²⁴ El efecto LATE, el cual es una versión de MTE, fue introducido en Imbens y Angrist (1994), y la forma límite del LATE la incorporaron Heckman (1997) y Angrist, Graddy y Imbens (2000).

²⁵ Este parámetro se estima generalmente respecto a la población elegible y considera variables específicas que suelen ser determinantes en la decisión de que los individuos participen o no en el programa.

²⁶ Esta cantidad está relacionada con la proporción proporción (*ratio*) inversa de Mills.

II. DESCRIPCIÓN DE LA MUESTRA Y DEFINICIÓN DE VARIABLES

Para la estimación econométrica se empleó información de la Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares 2006 (ENIGH). En ella existe información de diferentes características socioeconómicas de los individuos. La restricción más importante en relación con la información disponible en la encuesta es que ésta no incluye información de todas las características familiares empleadas en esta investigación; por ejemplo, ésta no incluye datos de la escolaridad de los padres, ingreso de la familia, tamaño de la familia y experiencia, entre otras, y que son importantes para explicar la decisión de los hijos de continuar o no con estudios superiores, lo que hace necesario elaborar las variables de la manera tradicional a partir de la información disponible. Las restricciones y acotaciones efectuadas a la encuesta se enumeran a continuación:

- i) Se incluyó a individuos que vivieran con sus padres al momento del levantamiento de la encuesta, y así tener información de la escolaridad e ingreso de los padres.²⁷
- ii) Sólo se incluyó a personas que dijeran tener un sueldo positivo.²⁸
- iii) La edad de los individuos se acotó en el rango de 22 a 65 años.²⁹
- iv) Se consideró a individuos asalariados que trabajaran más de 20 horas a la semana.³⁰
- v) Se consideraron hombres y mujeres.³¹
- vi) Cuando los individuos contaban con escolaridad, se incluyó a todos aquellos que hubiesen cursado su educación en escuelas públicas y/o privadas.³²

²⁷ El objetivo es inferir el papel determinante de los padres, tanto social como económico, en la decisión de que el hijo se incorpore a un programa educativo y cómo se afectan los ingresos de estos últimos. Por ende, la adopción de programas educativos no podrían explicarse sino a partir del núcleo familiar y de la inversión inicial realizada por los padres y/o el Estado.

²⁸ Al contar con un sueldo positivo es factible estimar el efecto de la escolaridad en los ingresos.

²⁹ El rango de edad asegura contar con individuos que tengan características similares en la muestra, y así evitar comparar los ingresos de individuos en edad productiva con aquellos individuos en edad temprana (0 a 12 años de edad). Además, en el sistema educativo mexicano, es a partir de los 22 años, en promedio, cuando los individuos comienzan a egresar de la universidad. Se decidió no incluir a individuos de más de 65 años dada su baja representatividad en el quehacer económico y en la muestra en particular.

³⁰ El objetivo fue descartar a individuos cuyo ingreso pudiera estar asociado al algún ingreso distinto del salario, por ejemplo, una beca.

³¹ En esta investigación se incluyó a las mujeres con el objetivo de contar con una muestra más grande y coeficientes mucho más sólidos que permitieran explicar el rendimiento de la ES en los ingresos de los individuos.

³² En este caso no se controló el efecto entre educación pública y privada en el modelo econométrico.

vii) Se eliminaron a todos aquellos individuos cuyos ingresos hayan provenido de actividades diferentes de la del mes pasado, así como aquellos ingresos de actividades realizadas antes de seis meses al momento de levantar la encuesta.³³

Con estas restricciones se llegó a una muestra de 4 514 individuos, en la que se utiliza las siguientes variables para modelar la elección de los individuos:

- i) Tratamiento (*Treatment*): variable dicotómica que toma el valor de 1 cuando el individuo tiene ES, y 0 en caso contrario.³⁴
- ii) Salario del individuo (*Lsalario*): logaritmo natural del salario por hora de los individuos (*hijos*).³⁵
- iii) Tamaño del hogar (*Tam_hogar*): número de miembros en la familia.³⁶
- iv) Escolaridad del padre (*Educación_padre*): número de años de educación formal del padre de familia.³⁷
- v) Escolaridad de la madre (*Educación_madre*): número de años de educación formal de la madre de familia.
- vi) Logaritmo natural del salario del jefe de familia (*Lsalario_jefe*): logaritmo natural del salario por hora del jefe del hogar.
- vii) Edad (*edad*): número de años cumplidos por el individuo.
- viii) Experiencia (*Exper*): número de años de experiencia laboral.³⁸
- ix) Experiencia al cuadrado (*Exper*²): cuadrado de la variable experiencia.³⁹

co, debido a que en la muestra empleada un número considerable de individuos con escolaridad tenían datos perdidos (*missing values*) en cuanto al tipo de educación, lo que impedía obtener parámetros estadísticamente significativos en gran parte del modelo.

³³ El objetivo es contar con los ingresos de los individuos relacionados con las actividades laborales prevalentes al momento del levantamiento de la encuesta, de manera que las condiciones de análisis fuesen equitativas y por ende comparables en un momento dado, en este caso 2006.

³⁴ A partir del número de años acumulados de educación formal declarada por los individuos (hijos), se asignó 1 al grupo de tratamiento cuando el número de años era suficiente para haber estudiado la normal (16 años), carrera técnica o comercial (15 años), profesional (18 años), maestría y doctorado (20 a 23 años). Se asignó 0 a los individuos cuyo número de años acumulados de educación formal haya sido suficiente para alcanzar cualquiera de los siguientes niveles: sin educación (0), preescolar (1), primaria (6), secundaria (3), preparatoria o bachillerato (3).

³⁵ Representa los ingresos declarados por los individuos (hijos) al momento del levantamiento de la encuesta.

³⁶ De acuerdo con Alonzo *et al* (2004), las pruebas han demostrado que familias con un número alto de miembros en el hogar afecta negativamente el bienestar de los individuos, ya que el ingreso *per capita* del jefe de familia tiende a reducirse dada la redistribución entre un mayor número de integrantes.

³⁷ A partir de la instrucción declarada por el encuestado, cuyos valores en la ENIGH van de 0 a 9, fue posible determinar el número de años efectivos con los cuales contaba el grupo de individuos, los cuales podían oscilar desde 0 (sin escolaridad) hasta 23 años de escolaridad (doctorado).

³⁸ En virtud de que la ENIGH no contiene información de la experiencia laboral, ésta se construyó del modo común en este tipo de estudios: $Exper = Edad - \text{años de educación formal} - 6$.

³⁹ Para abordar de manera tradicional el análisis econométrico, afianzando empíricamente lo demos-

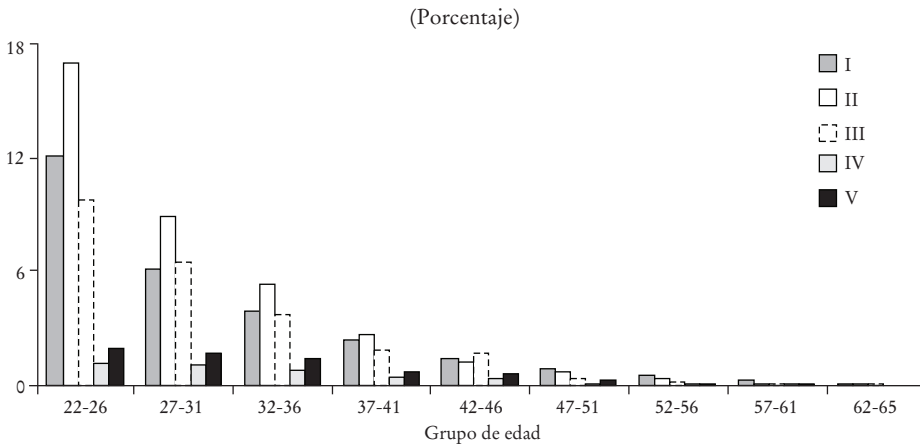
Con los criterios anteriormente descritos se determina los rendimientos de la educación superior mediante los cuatro parámetros anteriormente definidos.

III. ANÁLISIS ESTADÍSTICO DE LA MUESTRA

Con la finalidad de analizar la composición de la muestra empleada por grupos de edad, se puede observar en la gráfica 1 que existe una proporción relativamente alta de individuos en edad de participar en un programa de ES. También la gráfica 1 destaca la alta concentración de individuos del primer grupo de edad en el primero y segundo quintil, lo cual está asociado con los ingresos más bajos de la población.

Por otra parte, considerando lo anterior, en el cuadro 1 se muestra las estadísticas descriptivas de las variables empleadas para el grupo de tratamiento y de control. El cuadro sugiere diferencias salariales importantes entre los grupos, aun cuando la edad promedio sea similar. Además es posible observar que la escolaridad promedio de los padres es mayor en el grupo de tratamiento que en el grupo de control. El tamaño promedio del

GRÁFICA 1. *Distribución de individuos por grupos de edad y quintiles*



FUENTE: Elaboración propia.

trado por la bibliografía económica, con esta variable se busca demostrar la existencia de rendimientos decrecientes, ya que el capital humano está relacionado con la productividad. Una productividad marginal constante en un modelo lineal podría contradecir la ley de los rendimientos marginales decrecientes. Díez de Medina (1992) estima ecuaciones salariales empleando este principio y encuentra los signos esperados, positivo para la variable *Experiencia* y negativo para la variable *Experiencia*². Por su parte, Barceinas (2001), realiza estimaciones similares para la variable *Edad* y *Edad*² para explicar la manera en que se presentan los rendimientos decrecientes en relación con el ingreso.

CUADRO 1. *Estadísticas descriptivas correspondientes al grupo de tratamiento y de control*

| <i>Variable</i> | <i>Observaciones</i> | <i>Promedio</i> | <i>Desviación estándar</i> | <i>Mínimo</i> | <i>Máximo</i> |
|------------------------|----------------------|-----------------|----------------------------|---------------|---------------|
| Grupo de tratamiento | | | | | |
| <i>Tam_hogar</i> | 1 503 | 4.79 | 1.92 | 2 | 15 |
| <i>Educación_padre</i> | 1 503 | 7.85 | 6.53 | 0 | 23 |
| <i>Educación_madre</i> | 1 503 | 9.53 | 5.29 | 0 | 23 |
| <i>Edad</i> | 1 503 | 29.95 | 7.13 | 22 | 62 |
| <i>Exper</i> | 1 503 | 6.71 | 7.20 | 0 | 41 |
| <i>Lsalario</i> | 1 503 | 3.17 | 0.88 | -2.56 | 6.08 |
| <i>Hombres</i> | 631 | | | | |
| <i>Mujeres</i> | 872 | | | | |
| Grupo de control | | | | | |
| <i>Tam_hogar</i> | 3 011 | 5.78 | 2.68 | 2 | 25 |
| <i>Educación_padre</i> | 3 011 | 4.28 | 4.49 | 0 | 23 |
| <i>Educación_madre</i> | 3 011 | 5.44 | 4.23 | 0 | 23 |
| <i>Edad</i> | 3 011 | 30.21 | 8.00 | 22 | 64 |
| <i>Exper</i> | 3 011 | 14.69 | 9.06 | 3 | 58 |
| <i>Lsalario</i> | 3 011 | 2.38 | 0.92 | -4.38 | 5.74 |
| <i>Hombres</i> | 1 793 | | | | |
| <i>Mujeres</i> | 1 218 | | | | |

FUENTE: Elaboración propia con datos de la ENIGH 2006.

hogar es menor para el grupo de tratamiento y la edad es menor en el grupo de tratamiento; la proporción de mujeres es más alta en el grupo de tratamiento.

La información del cuadro 1 sugiere que las especificaciones económicas requieren un tratamiento apropiado con la finalidad de no incurrir en posibles sesgos en los estimadores. Identificada la heterogeneidad en ambos grupos para estimar el efecto promedio de la ES en los salarios de los individuos, resulta necesario corregir el sesgo por autoselección mediante la técnica biétipica propuesta, la cual requiere un modelo *Probit* en la primera etapa y en la segunda una ecuación salarial minceriana.

IV. ANÁLISIS DE LOS RESULTADOS ECONÓMÉTICOS

A continuación se presenta las estimaciones y los resultados empíricos obtenidos con el modelo representado en las ecuaciones (1)-(3). En el cuadro 2 se muestra la estimación del modelo *Probit*, cuya variable dependiente está constituida por 1 503 individuos con ES y 3 011 con una escolaridad menor

CUADRO 2. *Modelo Probit para educación superior*^a

| <i>Variables independientes</i> | <i>Modelo Probit</i> |
|---------------------------------|----------------------|
| <i>Constante</i> | 0.249 (0.08)** |
| <i>Educación_madre</i> | 0.046 (0.00)* |
| <i>Educación_padre</i> | 0.033 (0.00)* |
| <i>Exper</i> | -0.214 (0.00)* |
| <i>Exper</i> ² | 0.005 (0.00)* |
| <i>Lsalario_jefe</i> | 0.168 (0.00)* |
| <i>Tam_hogar</i> | -0.093 (0.00)* |

FUENTE: Elaboración propia con datos de la ENIGH 2006.

^a Variable dependiente: *Treatment* (individuo que posee educación superior).

* $P(z)$ significativo a 5 por ciento.

** $P(z)$ significativo a 10 por ciento.

y en la que las variables empleadas como mecanismo de elección,⁴⁰ que inciden en la decisión de participar o no en un programa de ES, son el ingreso del jefe de familia y el tamaño del hogar. En dicho cuadro se observa que los individuos tienen mayor probabilidad de participar en el programa de ES en la medida en que sus padres tengan una mayor escolaridad,⁴¹ mayor ingreso⁴² y que el tamaño del hogar⁴³ no sea muy grande.

A partir de los resultados del modelo *Probit* se estima la variable auxiliar λ , la cual mide el efecto por autoselección, lo que corrige el sesgo en que se incurre al estimar la regresión de las ecuaciones salariales por MCO. El cua-

⁴⁰ Aunque pueden existir otros factores que afecten la decisión de los individuos de participar o no en el programa, se eligieron como mecanismos de elección el ingreso del jefe de familia y el tamaño del hogar, ya que suelen ser variables que afectan significativamente las decisiones realizadas por los agentes económicos en programas sociales. El mecanismo de elección tiene como objetivo incidir significativamente en la decisión de participar o no en el programa por parte de los individuos y, dada la restricción del modelo empleado, el mecanismo de elección debe incluir al menos un elemento en Z que no se encuentre en X .

⁴¹ Dado que la escolaridad permite a los individuos desarrollar más y mejores capacidades que afectan su calidad de vida, los padres con una escolaridad relativamente alta motivarán a sus hijos a contar con una mayor cantidad de años de educación formal con el objetivo de que éstos gocen de un bienestar social igual e incluso mejor al de sus padres a lo largo de su ciclo de vida laboral.

⁴² Es importante advertir que la pobreza por ingresos aumenta la probabilidad de que algunos individuos no puedan adquirir la canasta de bienes no alimenticios, como la educación.

⁴³ En hogares con alta marginación se ha observado que el número de miembros en el hogar suele ser generalmente mayor en comparación con los de menor marginación; Alonzo (2004).

CUADRO 3. Ecuación salarial minceriana^a

| <i>Variables independientes</i> | <i>Regresión múltiple</i> |
|---------------------------------|---------------------------|
| <i>Constante</i> | 3.894 (0.00) |
| <i>Educación_madre</i> | 0.024 (0.00)* |
| <i>Educación_padre</i> | -0.001 (0.86) |
| <i>Exper</i> | 0.111 (0.00)* |
| <i>Exper</i> ² | -0.003 (0.00)* |
| λ | -3.432 (0.00) |

FUENTE: Elaboración propia con datos de ENIGH 2006.

^a Variable dependiente: *Lsalario* (logaritmo natural del salario).

* *P*(*t*) significativo a 5 por ciento.

dro 3 muestra la ecuación salarial minceriana para los grupos de tratamiento y control. El propósito de emplear ambos grupos es destacar el papel de λ , pues a partir de la significación estadística de esta variable es posible deducir que la heterogeneidad y la autoselección influyen de manera importante en la diferencia salarial entre ambos grupos.

Aunado a lo anterior, en el cuadro 4 se estiman separadamente las ecuaciones salariales considerando la variable auxiliar λ para los grupos de tratamiento y de control, respectivamente. En este cuadro las ecuaciones salariales miden el efecto que tiene un conjunto de variables en los ingresos salariales de los individuos. En ambas estimaciones la variable auxiliar resulta estadísticamente significativa, lo cual proporciona suficiente prueba de que de no controlarse la heterogeneidad y la autoselección los estimadores de MCO estarían sesgados y las conclusiones obtenidas serían incorrectas.

En el cuadro 4 se destaca el signo de los coeficientes estimados, que son los esperados; positivos para la variable experiencia, negativos para la variable experiencia al cuadrado⁴⁴ y positivo para los coeficientes asociados a la escolaridad de la madre, lo que hace evidente que mientras ésta cuente con una mayor escolaridad, se puede incidir significativamente en la probabilidad de que los hijos elijan participar en un programa de ES, lo que conlleva a su vez en un mayor rendimiento salarial.⁴⁵

⁴⁴ El signo negativo muestra la existencia de rendimientos decrecientes de la experiencia en el salario.

⁴⁵ Esta situación será demostrada líneas abajo de manera más amplia mediante la estimación del parámetro LATE.

CUADRO 4. *Ecuación salarial para el grupo de tratamiento y de control*^a

| <i>Variables independientes</i> | <i>Regresión múltiple</i> |
|---------------------------------|---------------------------|
| Grupo de tratamiento | |
| <i>Constante</i> | 3.915 (0.00)* |
| <i>Educación_madre</i> | 0.019 (0.01)* |
| <i>Educación_padre</i> | -0.005 (0.32) |
| <i>Exper</i> | 0.168 (0.00)* |
| <i>Exper</i> ² | -0.003 (0.00)* |
| λ | -3.368 (0.00)* |
| Grupo de control | |
| <i>Constante</i> | 3.449 (0.00)* |
| <i>Educación_madre</i> | 0.021 (0.00)* |
| <i>Educación_padre</i> | 0.000 (0.94) |
| <i>Exper</i> | 0.074 (0.00)* |
| <i>Exper</i> ² | -0.002 (0.00)* |
| λ | -2.460 (0.00)* |

FUENTE: Elaboración propia con datos de la ENIGH 2006.

^a Variable dependiente: *Lsalarario* (logaritmo natural del salario).

* *P*(*t*) significativo a 5 por ciento.

En el caso de la escolaridad del padre, la variable fue estadísticamente no significativa en ambas estimaciones, si se considera las acotaciones de Jiménez Villacís (2008).⁴⁶ Estos resultados sugieren que esto puede deberse en gran medida a que en la sociedad mexicana resulta evidente que la formación y educación de los hijos, en la mayoría de los casos, corresponde a la madre, y el papel del padre posiblemente se reduce a ser sólo el de pro-

⁴⁶ Este autor menciona que a la mujer le han sido asignados culturalmente diversos papeles en la sociedad: madres, esposas, amas de casa, enfermeras y educadoras, entre muchos otros. Además, a la mujer se le han atribuido algunas otras funciones como la responsabilidad de brindar afecto a los hijos por medio de la maternidad y diversas tareas del hogar relacionadas con las actividades de los hijos, lo que le ha permitido tener un mayor acercamiento y manifestaciones de afecto, que influyen en el comportamiento, motivación y actitudes en el ambiente escolar.

veedor de del núcleo familiar. Así pues, después de considerar los factores inobservables captados en el modelo, resulta factible argumentar el papel secundario que desempeña el padre de familia en algunos aspectos trascendentes de la vida de los hijos.

Una vez que las ecuaciones salariales fueron estimadas, considerando la heterogeneidad y el sesgo por autoselección, resulta viable emplear los valores estimados de la variable dependiente *log-salario* para calcular el efecto promedio de la ES en México respecto al salario por hora de los individuos en la muestra empleada. Con base en los resultados del cuadro 4 se calcula los efectos de los cuatro parámetros de interés: ATE, TT, MTE y LATE. El cuadro 5 registra los efectos estimados del tratamiento para el grupo de individuos considerados en la muestra. Dicho cuadro muestra que el rendimiento promedio por un año adicional de ES⁴⁷ es aproximadamente de 8.83% para un individuo que es tomado aleatoriamente de la población, mientras que el rendimiento para un individuo que efectivamente ha recibido el tratamiento es equivalente a 7.67%. Ambos resultados demuestran que la aplicación de un programa de ES trae consigo rendimientos positivos y en promedio más altos en comparación con los individuos con una menor escolaridad.

CUADRO 5. *Efectos del programa de educación superior en los ingresos de los individuos*
(Porcentaje)

| <i>Parámetros</i> | <i>Valor</i> |
|-------------------|--------------|
| Promedio ATE | 8.83 |
| TT | 7.67 |
| MTE | -0.11 |

FUENTE: Elaboración propia con datos de la ENIGH 2006.

En lo que se refiere al efecto marginal del tratamiento (MTE), se puede inferir del signo negativo que los individuos tienen variables no observables contenidas en u_D que pesan en la elección de recibir el tratamiento, obteniendo rendimientos menores como resultado de no participar en el programa de ES; véase al respecto Heckman, Tobias y Vytlacil (2005). De esta manera se deduce que la existencia de externalidades (no observables) condicionan a los individuos a participar o no en el programa, por lo que instrumentar estrategias en materia de política pública que reduzcan las barreras de acceso a la educación, sobre todo de los individuos que se encuen-

⁴⁷ Los efectos porcentuales se calculan escalando el efecto total por la diferencia media de años de escolaridad que existe entre los individuos con y sin estudios superiores (7.92 años).

tran en el límite de poder participar en el programa de ES, podría conducir a un mayor desarrollo en México en lo que en materia social se refiere.

Además de los efectos estimados en el cuadro anterior, en el cuadro 6 se muestra el rendimiento esperado del programa como resultado de cambios en los factores observables contenidos en Z_k , es decir, se determinó la magnitud de la repercusión en el efecto promedio (ATE) cuando se produce un cambio marginal en el número de años de escolaridad del padre y la madre, así como en el tamaño del hogar.

CUADRO 6. *Efecto local promedio del tratamiento*
(Porcentaje)

| <i>LATE</i> | <i>Valor</i> |
|-------------------------|--------------|
| Escolaridad de la madre | 8.90 |
| Escolaridad del padre | 8.88 |
| Tamaño del hogar | 8.69 |

FUENTE: Elaboración propia con datos de la ENIGH 2006.

Del cuadro 6 se infiere que si la escolaridad de la madre se incrementara en un año más, además de ampliar la probabilidad de que el hijo decida participar en un programa de ES, esto afectaría positivamente los rendimientos marginales de la ES en el salario del hijo en 0.07 puntos porcentuales más, pasando de 8.83% del efecto ATE a 8.90%. En el caso de que la variable de escolaridad del padre hubiese sido significativa en las ecuaciones mincerianas (cuadro 4), un año más en la escolaridad de éste reflejaría un rendimiento marginal positivo de la educación superior respecto al salario del hijo en 0.05 puntos porcentuales más, pasando de 8.83% del efecto ATE a 8.88%. En el supuesto anterior, como era de esperarse, el efecto de la escolaridad de la madre resultó ser mayor a la del padre.⁴⁸

Otro efecto local que interesa evaluar es el relacionado con el tamaño del hogar de los individuos en la muestra. A partir del modelo *Probit* se dedujo que la probabilidad de que un individuo decida participar en un programa de ES está condicionado, entre muchas otras variables, al número de integrantes en la familia, por lo que en la medida de que este número se incre-

⁴⁸ Estos resultados sugieren que la aplicación de políticas públicas que motiven la participación de una mayor número de mujeres en el ámbito educativo y/o de capacitación en el mercado de trabajo, para potencializar tanto capacidades como habilidades, provocaría en el mediano y largo plazos un mayor beneficio en el núcleo familiar y en la sociedad en general, al ser estas fuentes generadoras de riqueza en el país de manera directa en el ámbito laboral e indirectamente por medio de sus hijos, ya que éstos se constituyen como individuos con un mayor capital humano.

mente, afectará negativamente los rendimientos de la ES en los salarios de los individuos. En este caso se encontró que cuando se incrementa el tamaño del hogar en un miembro más se afecta negativamente los rendimientos marginales de la educación superior en el salario de los hijos en 0.14 puntos porcentuales menos, pasando de 8.83% del efecto ATE a 8.69 por ciento.

CONCLUSIONES

De acuerdo con la metodología propuesta por Heckman, Tobias y Vytlačil (2000 y 2001), en este artículo se han estimado cuatro parámetros pertinentes para medir los rendimientos de la educación superior en México y su efecto en los ingresos de los individuos mediante un modelo Heckit. Los parámetros estimados consideran la heterogeneidad y el sesgo por autoselección mediante supuestos distribucionales en los términos de perturbación del modelo.

Los resultados obtenidos indican que el rendimiento de la ES para un individuo en México es positivo y mayor respecto a aquellos que cuentan con una menor escolaridad. Se mostró que si el individuo es tomado aleatoriamente de la población, el rendimiento alcanzado (ATE) es mayor en comparación con los que efectivamente recibieron el programa de educación superior (TT). Estos resultados sugieren que pueden existir restricciones de acceso o diferencias en la calidad de la ES que reciben las personas participantes.

Respecto al parámetro ATE se estimó un rendimiento promedio por año adicional de ES de 8.83% para un individuo que es tomado aleatoriamente de la población; mientras que para el parámetro TT se estimó un rendimiento equivalente a 7.67% para un individuo que efectivamente haya recibido el tratamiento de manera voluntaria. Ambos resultados muestran que la aplicación de un programa de ES trae consigo rendimientos positivos y en promedio más altos en comparación con los individuos con una menor escolaridad. Además, estos resultados sugieren que es factible ampliar la población elegible del programa de ES en lugar de reducirla, ya que existen individuos con las características suficientes para ser incorporados, lo que permitiría a lo largo del ciclo de vida de estos individuos impulsar sus ingresos y reducir la pobreza por ingresos de los que pudiesen ubicarse por debajo de cualquiera de las líneas de pobreza estimadas por Coneval para México.

Respecto al efecto marginal del tratamiento (MTE) se estimó un efecto de -0.11%, en el que el signo negativo permite mostrar que existen variables no observables (externalidades) que condicionan a los individuos a participar

o no en un programa de ES en México. Dicho efecto coadyuva a demostrar que la heterogeneidad entre grupos es persistente y que efectivamente existen factores externos que reducen la probabilidad de participar en el programa de ciertos individuos, los cuales tienen asociados un menor rendimiento de sus ingresos en comparación con los que decidieron participar en el programa.

Respecto a las estimaciones del efecto LATE, al simular los efectos esperados (locales) del programa, como el resultado de variaciones en las variables de interés, y al ser comparados directamente con los resultados del efecto ATE se encontró que si la escolaridad de la madre se incrementa de manera marginal, además de ampliar la probabilidad de que el hijo decida participar en un programa de ES, el efecto en el salario del hijo se incrementa en 0.07 puntos porcentuales, pasando el efecto ATE de 8.83 a 8.90%. Este resultado sugiere que la instrumentación de políticas públicas que motiven la participación de un mayor número de mujeres en el ámbito educativo y/o de capacitación podría ser un factor importante en la generación de capital humano en México.

Asimismo se encontró que la escolaridad del padre es una variable significativa; un incremento marginal en la escolaridad de éste reflejaría un rendimiento positivo de la ES en el salario del hijo en 0.05 puntos porcentuales más, pasando el efecto ATE de 8.83 a 8.88%. En lo que respecta a la variable relacionada con el tamaño del hogar se encontró que cuando se presenta un incremento marginal, se tenía un efecto negativo en los rendimientos de la ES en el salario de los hijos en -0.14 puntos porcentuales, pasando el efecto ATE de 8.83 a 8.69 por ciento.

En términos generales, los resultados obtenidos en la investigación sugieren que el ingreso del jefe del hogar, la experiencia laboral, variables relacionadas con el número de integrantes del hogar, entre otros factores, como la escolaridad de los padres, influyen de manera determinante en la elección de que los individuos decidan participar en un programa de ES, en busca de acceder a ingresos futuros mayores a lo largo del ciclo de vida productiva.

Asimismo, es indispensable destacar, que si bien los resultados son congruentes con el objetivo planteado en esta investigación, éstos abren la posibilidad de nuevas líneas de investigación, las cuales debe destacarse para fortalecer la generación de políticas públicas en México. Un ejemplo de lo expuesto es cuando los hijos residen con los padres, con lo cual se podría suponer que los hijos obtienen ingresos insuficientes en el mercado de trabajo que impide que puedan vivir en otro lugar o que existen factores cultu-

rales predominantes; sin embargo, dadas las limitaciones en la información disponible en la ENIGH 2006 puede ser arriesgado suponer que la decisión de seguir viviendo con los padres se debe sólo a estas causas económicas, aunque intuitivamente pareciera ser que es así.⁴⁹

Por último, es importante señalar que los resultados de la investigación se encuentran respaldados en la teoría del capital humano, en la que se establece que la mayor escolaridad se encuentra asociada a mayores ingresos, pues la escolaridad de los individuos es el factor que determina de manera significativa la productividad y la retribución de los agentes económicos.

APÉNDICE I

Solidez (validez interna y externa) de los resultados obtenidos en los cuadros A1 y A2

Con el objetivo de contrastar la robustez (validez interna y externa) de los resultados obtenidos en los cuadros A1 y A2 se calcula el rendimiento privado de la ES en los ingresos de los individuos a partir de una submuestra, la cual no considera a las mujeres.⁵⁰

CUADRO A1. *Efectos del programa de educación superior en los ingresos de los individuos*

(Porcentaje)

| <i>Parámetros</i> | <i>Valor</i> |
|-------------------|--------------|
| ATE | 6.15 |
| TT | 3.83 |
| MTE | -0.30 |

FUENTE: Elaboración propia con datos de la ENIGH 2006.

CUADRO A2. *Efecto local promedio del tratamiento de educación superior*

(Porcentaje)

| <i>LATE</i> | <i>Valor</i> |
|-------------------------|--------------|
| Escolaridad de la madre | 6.35 |
| Escolaridad del padre | 6.30 |
| Tamaño del hogar | 5.67 |

FUENTE: Elaboración propia con datos de la ENIGH 2006.

⁴⁹ Pensar que existe insuficiencia en los ingresos de los egresados y que esta es la razón por la cual el hijo aún vive con sus padres es compleja, ya que tendrían que considerarse factores adicionales, como la alta tasa de divorcios, las amenidades de que disfruta un individuo en la casa de los padres y su estado civil (por ejemplo, soltero), entre otros, y que suelen ser determinantes para que un individuo decida o no regresar o permanecer en el hogar de los padres. En este sentido, dadas las limitaciones de la ENIGH empleada, no fue factible considerar estos factores adicionalmente.

⁵⁰ Para la construcción de la submuestra se excluye las mujeres en la muestra original.

Las conclusión más importante de los cuadros A1 y A2 en comparación con la muestra original es que cuando se empleó una muestra más pequeña los rendimientos mostraron ser menores, lo cual sugiere que en la medida que la muestra empleada sea lo más sólida posible también producirá rendimientos más altos.

Con base en los resultados mostrados en los cuadros 5-A2, la consecuencia más importante de comparar las dos muestras es que la metodología empleada y los resultados obtenidos se pudieron generalizar en función de los parámetros de interés estimados (ATE, TT, MTE y LATE), los cuales solamente difirieron en magnitud, como resultado del tamaño de las muestras, mas no en las consecuencias demostradas en la bibliografía económica en este tipo de estudios.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Alba-Ramírez, A., y M. J. San Segundo (1995), "The Returns to Education in Spain", *Economics of Education Review*, vol. 14, núm. 2, pp. 155-166.
- Alonzo, R., A. Balisacan, D. Canla *et al* (2004), "Population and Poverty: the Real Score", Discussion Paper, núm. 0415, University of Philippines.
- Altonji, J. G. (1993), "The Demand for and Return to Education when Education Outcomes Are Uncertain", *Journal of Labor Economics*, vol. 11, núm. 1, pp. 48-83.
- , y T. A. Dunn (1996), "The Effects of Family Characteristics on the Return to Education", *Review of Economics and Statistics*, vol. 78, núm. 4, pp. 692-704.
- Angrist, J., K. Graddy y G. Imbens (2000), "The Interpretation of Instrumental Variables Estimators in Simultaneous Equations Models with and Application to the Demand for Fish", *Review of Economic Studies*, vol. 67, núm. 3, pp. 499-527.
- Arrazola, M., J. de Hevia, M. Risueño y J. F. Sanz (2003), "Returns to Education in Spain: Some Evidence on the Endogeneity of Schooling", *Education Economics*, vol. 11, núm. 2, pp. 293-304.
- Ashenfelter, O., y A. Krueger (1994), "Estimates of the Economic Return to Schooling", *The American Economic Review*, vol. 84, núm. 5, pp. 1157-1173.
- Asplund, R., y P. T. Pereira (1999), *Returns to Human Capital in Europe. A Literature Review*, Helsinki, ETLA.
- Baker, J. L. (2000), *Evaluación del impacto de los proyectos de desarrollo en la pobreza*, Washington, Banco Mundial.
- Barceinas, F. (2001), "Capital humano y rendimientos de la educación en México", tesis doctoral, Universidad Autónoma de Barcelona.
- Becker, G. S. (1962), "Investment in Human Capital: A Theoretical Analysis", *Journal of Political Economy*, vol. 70, núm. 5, pp. 9-49.
- (1964), *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*, Nueva York, National Bureau of Economic Research.

- Bracho, T., y A. Zamudio (1994), "Rendimientos económicos a la escolaridad I: discusión teórica y métodos de estimación", Documento de Trabajo 30, México, CIDE.
- , y — (1994), "Rendimientos económicos a la escolaridad II: estimaciones para el caso mexicano", Documento de Trabajo 31, México, CIDE.
- Campbell, D. T., y J. C. Stanley (1973), *Diseños experimentales y cuasi-experimentales en la investigación social*, Buenos Aires, Amorrortu (original 1963).
- Card, D. (1999), "The Causal Effect of Education on Earnings", O. Ashenfelter y D. Card (comps.), *Handbook of Labor Economics*, vol. 3, North-Holland, Amsterdam.
- (2000), "Estimating the Return to Schooling: Progress on Some Persistent Econometric Problems", Working Paper 7769, NBER.
- Carneiro, P., J. Heckman y E. Vytlacil (2001), "Estimating the Returns to Education when It Varies among Individuals", Working Paper, University of Chicago.
- , K. Hansen y J. Heckman (2003), "Estimating Distributions of Treatment Effects with an Application to the Returns to Schooling and Measurement of the Effects of Uncertainty of College Choice", NBER Working Paper, núm. 9546.
- Carnoy, M. (1967), "Earnings and Schooling in Mexico", *Economic Development and Cultural Change*, julio, pp. 408-418.
- Cohn, E., y J. T. Addison (1998), "The Economics Returns to Lifelong Learning in OECD Countries", *Education Economics*, vol. 6, núm. 3, pp. 253-307.
- Del Razo, L. M. (2003), "Estudio de la brecha salarial entre hombres y mujeres 1994-2001", Serie Documentos de Investigación, Secretaría de Desarrollo Social.
- Diez de Medina, R. (1992), "El sesgo de selección en la actividad de jóvenes y mujeres", *Suma*, vol. 7, núm. 13, pp. 69-85.
- Hanoch, G. (1967), "An Economic Analysis of Earnings and Schooling", *Journal of Human Resources*, vol. 2, núm. 3, pp. 310-329.
- Hansen, W. L. (1963), "Total and Private Rates of Return to Investment in Schooling", *Journal of Political Economy*, vol. 71, núm. 2, pp. 128-140.
- Harmon, C., H. Oosterbeek e I. Walker (2003), "The Returns to Education: Microeconomics", *Journal of Economic Surveys*, vol. 17, núm. 2, pp. 115-155.
- , I. Walker y N. Westergaard-Nielsen (2001), *Education and Earnings in Europe. A Cross Country Analysis of the Returns to Education*, Cheltenham, Edward Elgar.
- , y — (1995), "Estimates of the Economic Return to Schooling for the United Kingdom", *American Economic Review*, vol. 85, núm. 5, pp. 1278-1286.
- Heckman, J. (1997), "Instrumental Variables: A Study of Implicit Behavioral Assumptions Used In Making Program Evaluations", *Journal of Human Resources*, vol. 32, núm. 3, pp. 441-462.
- , y E. Vytlacil (2000), "Identifying the Role of Cognitive Ability in Explaining the Level of and Change in the Return to Schooling", Working Paper 7820, Cambridge, NBER.
- , J. L. Tobias y E. Vytlacil (2000), "Simple Estimators for Treatment Parameters

- in a Latent Variable Framework with an Application to Estimating the Returns to Schooling”, Working Paper 7950, NBER.
- Heckman, J., J. L. Tobias y E. Vytlacil (2001), “Four Parameters of Interest in the Evaluation of Social Programs”, *Southern Economic Journal*, vol. 68, núm. 2, pp. 210-223.
- , — y — (2005), “Structural Equations, Treatment Effects and Econometric Policy Evaluation”, Working Paper 306, NBER.
- Imbens, G., y J. Angrist (1994), “Identification and Estimation of Local Average Treatment Effects”, *Econometrica*, vol. 62, núm. 4, pp. 467-476.
- Jiménez Villacís, M. (2008), *Influencia de los padres en el rendimiento escolar de sus hijos*, Universidad del Mayab.
- López-Acevedo, G. (2004), “Mexico: Evolution of Earnings Inequality and Rates of Returns to Education (1988-2002)”, *Estudios Económicos*, vol. 19, núm. 2, pp. 211-284.
- McMahon, W. W. E. (1991), “Relative Returns to Human and Physical Capital in the U. S. and Efficient Investment Strategies”, *Economics of Education Review*, vol. 10, núm. 4, pp. 283-296.
- Mincer, J. (1974), *Schooling, Experience and Earnings*, Nueva York, National Bureau of Economic Research.
- Moffitt, R. (2007), “Estimating Marginal Returns to Higher Education in the UK”, National Bureau of Economic Research, NBER Working Paper núm. 13534.
- Mroz, T. A. (1987), “The Sensitivity of an Empirical Model of Married Women’s Hours of Work to Economic and Statistical Assumptions”, *Econometrica*, vol. 55, núm. 4, pp. 765-799.
- Ordaz, J. L. (2007), “México: capital humano e ingresos. Retornos a la educación”, 1994-2005, *CEPAL, Serie Estudios y Perspectivas*, núm. 90.
- Psacharopoulos, G. (1993), “Returns to Investment in Education: A Global Update”, Policy Research Working Paper, núm. 1067, Banco Mundial.
- , y H. Patrinos (2002), “Returns to Investment in Education: A Further Update”, Policy Research Working Paper, núm. 2881, Banco Mundial.
- Rodríguez-Oreggia, E. (2004), *Institutions, Geography and the Regional Evolution of Returns to Schooling in México*, México, Instituto de Investigaciones sobre Desarrollo Sustentable y Equidad Social, Universidad Iberoamericana, Santa Fe.
- Rojas, M., H. Angulo e I. Velásquez (2000), “Rentabilidad de la inversión en capital humano en México”, *Economía Mexicana*, vol. 9, núm. 2, pp. 113-142.
- Salas, M. (2007), “El rendimiento de la inversión en capital humano: el caso de las profesiones médicas”, *Estadística Española*, vol. 49, núm. 166, pp. 531-561.
- San Segundo, M. J., y A. Valiente (2003), “Family Background and Returns to Schooling in Spain”, *Education Economics*, vol. 11, núm. 1, pp. 39-52.
- Sarimaña, J. E. (2002), “Rendimiento de la escolaridad en México: una aplicación del método de variables instrumentales para 1998”, *Gaceta de Economía*, vol. 7, núm. 14, pp. 85-125.

- Schultz, T. W. (1961), "Investment in Human Capital", *American Economic Review*, vol. 51, núm. 1, pp. 1-17.
- Skipper, S. (2006), "Desarrollo del capital humano y reducción de la pobreza en El Salvador", *Comercio Exterior*, vol. 56, núm. 11, pp. 968-976.
- Willms, J. D. (2006), *Learning Divides: Ten Policy Questions about the Performance and Equity of Schools and Schooling Systems*, Montreal, UNESCO.
- Zamudio, A., y T. Bracho (1994), "Rendimientos económicos a la escolaridad III: el problema de sesgo por elección", Documento de Trabajo 32, México, CIDE.
- (1995), "Rendimientos a la educación superior en México: Ajuste por sesgo utilizando máxima verosimilitud", *Economía Mexicana*, Nueva Época, vol. 4, núm. 1, pp. 69-91.