

Dispersión del ingreso y demanda de educación media superior y superior en México

(Recibido: julio/09–aprobado: diciembre/09)

*Christian De la Luz Tovar**
*Eliseo Díaz González***

Resumen

A pesar de las reformas recientes, la educación en México observa deficiencias notables, en particular, elevadas tasas de deserción en los niveles medio superior y superior. Esta deserción en educación media puede relacionarse con muchos de los problemas que afectan a los jóvenes en el país: delincuencia, desempleo y migración internacional. Más allá de las fallas del sector educativo que afectan la retención, las evidencias sugieren que los problemas de deserción se asocian al incremento en la desigualdad del ingreso. Aquí partimos de la hipótesis de que las diferencias en el ingreso actúan en detrimento de la demanda educativa, a pesar de que los retornos por la escolaridad sean altos. Con datos de ENIGH y una metodología basada en una regresión por cuantiles y un modelo probabilístico, demostramos la hipótesis anterior encontrando que un aumento de 10% en el ingreso de las familias incrementa en 2.67% la probabilidad de invertir en educación. Adicionalmente, los rendimientos marginales por la educación, muestran un efecto negativo en la probabilidad de educarse.

Palabras clave: retornos a la educación, dispersión del ingreso, regresión cuantílica.

Clasificación JEL: I, I2, I21.

* Egresado de la Maestría en Economía Aplicada de El Colegio de la Frontera Norte (christian_dlzvt@yahoo.com).

** Investigador del Departamento de Estudios Económicos de El Colegio de la Frontera Norte (ediaz@colef.mx).

Introducción

En los últimos años los avances registrados en el sector educativo son notables. Se han realizado una serie de reformas con un logro más visible en el incremento de la matrícula de alumnos regulares, principalmente, en el ciclo de educación básica. Sin embargo, los ciclos medio superior y superior, presentan problemas de baja cobertura y elevadas tasas de deserción e interrupción de estudios.

Las cifras referentes a grupos de edad, muestran que de los ocho millones de jóvenes que hay en nuestro país con un rango de edad de 15 y 18 años, sólo 45% se encuentra cursando el nivel educativo que le corresponde (INEGI, 2000). El problema adquiere una dimensión mayor, cuando se toma en cuenta que, de cada cien estudiantes que ingresan al nivel medio superior, más o menos la mitad no concluye sus estudios (Díaz de Cossío, 2005). De la misma forma, del grupo de jóvenes de 19 a 23 años, según estadísticas del INEGI, integrado por aproximadamente 10 millones de individuos, únicamente 2.3 millones se encuentran inscritos en el nivel de educación correspondiente. El resto de la cohorte (casi 8 millones), forma parte de una masa laboral poco calificada, de la cual sólo 5.6 trabaja mientras que 2.4 millones se encuentran desocupados.

La teoría sugiere que los problemas de cobertura e interrupción de estudios se encuentran asociados principalmente, al incremento en la desigualdad del ingreso y las expectativas de ganancias de los individuos, como postula Spencer (1993). No obstante, existen otros factores que pueden condicionar el proceso de educación de los individuos, por ejemplo: las restricciones internas de cada familia, la situación laboral, el crecimiento económico, variables sociodemográficas, la intensidad migratoria, entre otros elementos.

Por lo tanto, en esta investigación partimos de la hipótesis de que son las diferencias en el ingreso de las familias y no los retornos a la educación los que explican el comportamiento de la demanda educativa, aun cuando, los retornos por la escolaridad sean altos. El razonamiento es sencillo, el ingreso total de un hogar no está compuesto únicamente por el salario (principal manifestación de los retornos por la escolaridad), además existen otros flujos monetarios que complementan la renta total de un hogar. En consecuencia, la disponibilidad de los jóvenes o sus familias para invertir más años en educación formal está sujeta a una serie de restricciones y objetivos particulares.

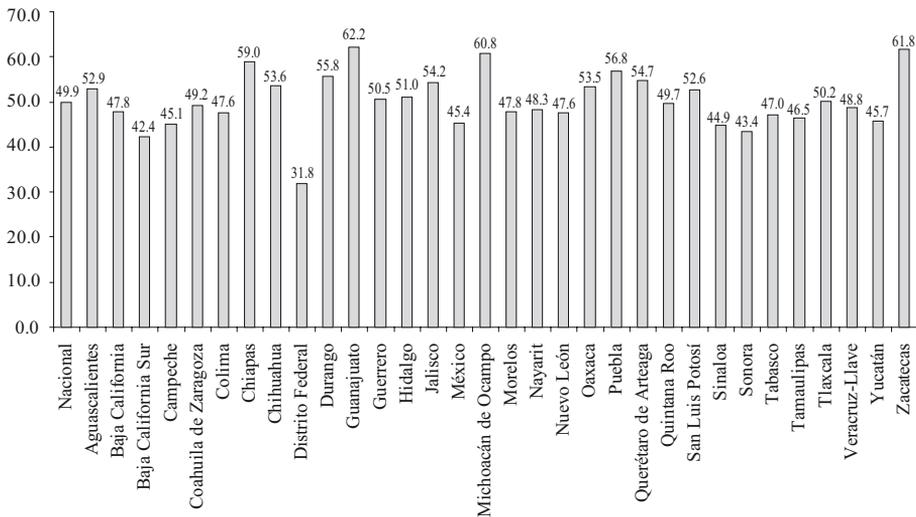
Así, con los datos de la Encuesta Nacional de Ingreso y Gasto de los Hogares (ENIGH) 2000, 2002 y 2004, se calcularon las tasas de retorno a la educación según los cuartiles del ingreso, utilizando la metodología de Koenker y Bassett (1978). Luego se estimó la probabilidad de que un individuo i , con un nivel de ingreso familiar q y otras características sociodemográficas, se inscribiera en el ciclo de educación que le corresponde, dada la desigualdad salarial (medida a través de los retornos) y los cambios en los niveles de renta de las familias.

El trabajo se encuentra dividido en cuatro apartados. En el primero se analiza los determinantes de la demanda educativa, en el segundo se describe la selección y análisis de los datos incluidos en la muestra. Asimismo, con los mismos indicadores se realiza un análisis descriptivo por cuantiles de ingreso. En la sección tres, se presentan las estimaciones y los resultados obtenidos por la regresión cuantílica y el modelo probabilístico. Por último se exponen las conclusiones, las cuales muestran que las decisiones de educación de los individuos dependen más de los ingresos del hogar que de los retornos esperados y en contraste, los rendimientos marginales de los bonos por la educación, muestran un efecto negativo en la probabilidad de educarse.

1. Determinante de la demanda educativa

El escenario actual del sistema educativo nacional, en los niveles medio superior y superior se describe en la Gráfica 1 y el Cuadro 1. En primer lugar, se observa, una baja cobertura señalada por la alta proporción de jóvenes que no están matriculados en las instituciones de educación media y superior por motivos diversos. En segundo término, una dinámica en el crecimiento de la oferta educativa que aún en los últimos años, continúa orientándose hacia la ampliación de la oferta en el nivel básico, y no en la de formación de habilidades o aptitudes para la formación laboral de los jóvenes en el nivel medio y superior.

Gráfica 1
Porcentaje de jóvenes (15 a 18 años) que no asisten a la escuela



Fuente: INEGI (2000).

Cuadro 1
Resumen de la matrícula escolar de 2000 a 2004

| Periodo escolar | Ciclo básico | | Ciclo medio superior | | Ciclo superior | |
|-----------------|--------------|---------------------|----------------------|---------------------|----------------|---------------------|
| | Matrícula | Tasa de crecimiento | Matrícula | Tasa de crecimiento | Matrícula | Tasa de crecimiento |
| 2000-2001 | 23,565.795 | | 2,955.783 | | 2,047.895 | |
| 2001-2002 | 23,755.909 | 0.81 | 3,120.475 | 5.6 | 2,147.075 | 4.8 |
| 2002-2003 | 24,153.165 | 1.67 | 3,295.272 | 5.6 | 2,236.791 | 4.2 |
| 2003-2004 | 24,304.397 | 0.63 | 3,443.740 | 4.5 | 2,322.781 | 3.8 |
| 2004-2005 | 24,634.065 | 1.36 | 3,547.924 | 3.0 | 2,384.858 | 2.7 |

Fuente: Cálculos propios con la información de la DGPP; SEP.

La inscripción de los jóvenes en el nivel educativo que les corresponde es una condición de operación fundamental de la planeación educativa. No obstante, existen factores endógenos y exógenos que interactúan en el mercado educativo, como las condiciones de la demanda de educación, cuya influencia hace que la tendencia observada en las cifras de asistencia escolar no obedezca a las condiciones de la política educativa.

El ingreso monetario, el tamaño de las familias, el grado de educación de los padres, las condiciones de acceso a servicios públicos y hasta la región en la que se encuentran los individuos, son algunos de los factores endógenos que intervienen en la adquisición de capital humano de los individuos y por consecuencia, en la demanda de educación en el nivel medio y superior. Por lo tanto, la disponibilidad de los individuos para adquirir educación se encuentra sujeta a una serie de elecciones de consumo, de ahorro e inversión hacia otros bienes. En suma, las decisiones individuales de gasto en educación se dan bajo un escenario de incertidumbre y restricciones económicas.

A partir del planteamiento anterior, se han realizado una serie de estudios empíricos que miden el impacto de los recursos económicos de los padres, en las decisiones de educación de sus hijos (Acemoglu y Pischke, 2001; Heckman, 1999, entre otros). La convención ha sido que la desigualdad en el ingreso afecta básicamente a la cantidad de recursos que las familias tienen destinado para financiar la educación de sus hijos.

En el caso de Italia, por ejemplo, utilizando un modelo *probit* multivariado con la decisión de trabajar o asistir a la universidad como variable dependiente, Giannelli y Monfardidni (2000) comprueban que variables como las expectativas de vida, la situación del mercado laboral y las ganancias por ir a la universidad son aquellas con más impacto en la decisión para estudiar de la juventud italiana.

Para el caso de México, también se ha observado una tendencia similar en la demanda de educación. Las variables que conforman a la demanda son las de más impacto sobre las decisiones de educación de los individuos (López Acevedo, 2004). Bajo este orden de ideas, el presente estudio se centra en la demanda y se analizan algunas características de interés para el modelo utilizado.

Opuesto a lo anterior, el estudio de Acemoglu y Pischke (2001) analizan la influencia de la demanda de educación sobre la diferenciación de los ingresos en la sociedad, sugiriendo que la educación es responsable de la diferenciación salarial en EUA y que en la nueva economía esta diferenciación contribuye a la polarización social.

2. Datos utilizados

Para el análisis empírico se utilizaron los datos de la ENIGH (2000, 2002 y 2004). Con el propósito de identificar las características sociodemográficas de los individuos que componen al universo de estudio, se distinguieron dos grupos de análisis: por una parte, los individuos que se encuentran inscritos en la escuela y por otra, el de aquellos que ya no asisten.

Antes de realizar alguna estimación econométrica, se realizó un análisis detallado de los datos, ya que la organización de las bases nos permitió efectuar comparaciones generales de los jóvenes de ambos grupos y de esta manera, observar

la tendencia en las variables involucradas en el modelo. De este procedimiento, obtuvimos una radiografía más completa de los factores que intervienen en la elección educativa de los individuos.

Debe mencionarse que la variable ingreso del hogar (o ingreso del jefe de familia) está representada por el promedio anual, y no en forma trimestral como se ha hecho en otros trabajos, este cambio no posee efectos sobre la estimación ni los signos esperados de los coeficientes.¹ Tampoco modifica la forma de la distribución, de tal manera, ya sea que se tome en forma anual, semestral o trimestral, se seguirá observando una distribución asimétrica. Se consideró más importante poner atención en las dos fuentes de variación que puede presentar el ingreso, la primera, identificada a lo largo del tiempo, de forma que los individuos pueden percibir en promedio un salario mayor entre un año y otro; la segunda, se da entre los hogares y es la que origina esta dispersión. Así, la prioridad de este trabajo es centrarse únicamente en la diferencia que existe en los ingresos de los hogares, poniendo mayor atención a la variación *intra-clase* que se observa a lo largo de nuestra distribución.

2.1 *Análisis del grupo de variables consideradas*

En el Cuadro 2, se muestra el promedio del primer conjunto de variables que fueron consideradas en el análisis de regresión. Se presenta a los dos grupos identificados: el de los jóvenes que aún están matriculados en alguna institución educativa y el de aquellos que han abandonado sus estudios.

Cuadro 2
Medias del grupo de variables consideradas
(por encuesta)

| <i>Variable</i> | 2000 | | 2002 | | 2004 | |
|------------------------------------|---------------|------------------|---------------|------------------|---------------|------------------|
| | <i>Asiste</i> | <i>No asiste</i> | <i>Asiste</i> | <i>No asiste</i> | <i>Asiste</i> | <i>No asiste</i> |
| Escolaridad jefe de familia* | 9.8 | 6.4 | 13.5 | 7.4 | 9.2 | 6.5 |
| Edad jefe de familia | 45.5 | 46.4 | 45.9 | 47.5 | 45.9 | 47.3 |
| Tamaño del hogar | 5.3 | 6.3 | 5.3 | 6.1 | 5.1 | 5.9 |
| Edad del hijo | 17.3 | 18.7 | 17.5 | 19.1 | 17.6 | 19.2 |
| Ingresos totales del hogar (anual) | 47,979 | 34,540 | 52,569 | 26,073 | 62,530 | 29,909 |
| Salario del jefe del hogar (anual) | 28,765 | 14,994 | 37,187 | 18,674 | 49,686 | 23,893 |

*El promedio de la escolaridad medida en años de educación.

Fuente: Elaboración propia con los datos de la ENIGH 2000, 2002 y 2004.

¹ Para calcular el ingreso de los hogares, se tomaron en cuenta todas aquellas percepciones monetarias que percibieron los jefes de familia y que representaron un flujo constante durante el periodo de referencia. La selección de los jefes de familia, consideró a las personas que se encontraron en el rango de edad de 18 a 65 años, que reportaron estar trabajando, encontrarse al frente de un hogar y tener hijos entre 15 y 23 años.

La comparación de ambos grupos permite observar algunas características de interés para la presente investigación y en consecuencia, ofrecer algunos hechos relevantes sobre el problema de la ésta. En primer término, se puede apreciar que el grado de educación de los padres tiende a ser mayor en el grupo de jóvenes que asisten a la escuela. Con respecto a la edad del jefe de familia, en el grupo de jóvenes que no asiste a la escuela se observa que la edad de los jefes de hogar es, en promedio, mayor. Algunos estudios empíricos señalan que cuando la edad del padre es mayor, la probabilidad de que los hijos asistan a la escuela es menor (López Acevedo, 2004; Giannelli y Monfardidni, 2000).

En segundo término, se observa que el tamaño del hogar es mayor en el grupo de los no estudiantes. De manera similar, los muchachos que asisten a la escuela son en promedio más jóvenes. Esto parece congruente si consideramos que el costo de oportunidad por estudiar es una función creciente respecto a la edad de los individuos.

En relación al ingreso de los hogares, se observó que dicho ingreso es mucho mayor en las familias que tienen hijos en la escuela. Igualmente, el salario promedio anual del jefe del hogar (que proviene exclusivamente de su empleo principal),² es más alto en el grupo de hogares con hijos en la escuela. Por lo que la brecha entre los ingresos y los niveles de salario, muestra una gran dispersión que conduce a una mayor ventaja para el grupo de jóvenes que asiste a la escuela. Así, el análisis estadístico de las bases de datos sugiere que la heterogeneidad en los ingresos (y los salarios) actúa en detrimento de la elección del nivel de educación que maximiza el bienestar de los jóvenes.

El Cuadro 3 presenta un análisis del grupo de jóvenes seleccionado por sexo. Primeramente, destacamos el hecho de que la proporción de mujeres y hombres distribuida en los grupos de estudiantes y no estudiantes es muy similar. Es decir, no existe una tendencia clara que indique que la demanda de educación se concentra más en los hombres o en las mujeres.

Cuadro 3
Porcentaje de jóvenes que estudian, según el sexo
(por encuesta)

| Variable | 2000 | | 2002 | | 2004 | |
|----------|------------|---------------|------------|---------------|------------|---------------|
| | Estudiante | No estudiante | Estudiante | No estudiante | Estudiante | No estudiante |
| Hombres | 51.1 | 51.9 | 52.0 | 53.2 | 51.5 | 54.4 |
| Mujeres | 48.9 | 48.1 | 48.0 | 46.8 | 48.5 | 45.6 |
| Total | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 |

Fuente: Elaboración propia con los datos de la ENIGH 2000, 2002 y 2004.

² Formado por tres categorías de la ENIGH: las remuneraciones al trabajo, los ingresos por cooperativas y los ingresos de las empresas que funcionan como sociedades.

El análisis de estos indicadores sociodemográficos otorga una idea en cuanto a la importancia que estas variables poseen sobre la decisión de estudiar de los individuos, pues convencionalmente, las mayores probabilidades de inversión y demanda de educación se dan en los hogares, en donde el ingreso y el promedio de años de escolaridad del jefe de familia es alto (Giannelli y Monfardidni, 2000; Bucheli y Casacuberta, 2000; López Acevedo, 2001; y Cuadro 2).

Este comportamiento observado entre los dos grupos de la muestra seleccionada, influye en primer lugar en la demanda educativa y posteriormente a las ganancias individuales, las cuales incrementan los salarios y la desigualdad en los ingresos de la población. De manera que esta situación afecta no sólo a los rendimientos por la escolaridad, sino también a los recursos que las familias tenían pensado destinar a la educación de sus hijos (Acemoglu y Pischke, 2001). Dicho de otro modo, la distribución asimétrica del ingreso, presenta un efecto diferenciado en los retornos esperados por la educación a lo largo de la muestra. En el caso ideal, es decir, sin la presencia de asimetrías (dispersión), la tasa de retornos por la educación tendría el mismo efecto para cada una de las clases que componen nuestra muestra y en consecuencia, las decisiones de escolaridad de los individuos, estarían relacionadas únicamente con la ganancia esperada de esta inversión.

Dado que esta diferencia en la tasa de retornos, que afecta en mayor proporción al conjunto de personas que ya no asiste a la escuela, realizamos un análisis más detallado a este grupo. Por ello debemos mencionar, que este conjunto se encuentra compuesto no sólo por los individuos que han abandonado sus estudios, sino también, por aquellos jóvenes que decidieron adquirir ciertos años de instrucción y posteriormente optaron por trabajar. Desde el punto de vista de Becker (1964), este último grupo de jóvenes ha realizado una decisión racional, pues han adquirido el nivel de educación que maximiza el valor presente de sus beneficios, sujeto a una serie de restricciones. No obstante, el análisis de la muestra nos indica que de acuerdo con los objetivos de la política educativa nacional, una gran cantidad de estos puede ser considerado como un desertor, debido a que muy pocos completaron al menos el ciclo básico de educación.³

El análisis del Cuadro 4, nos indica que dentro del grupo de jóvenes que ya no asisten a la escuela, apenas 37% cumplió con el ciclo básico (aquellos que pueden ser considerados como no desertores). Para los años 2002 y 2004, las cifras de estudiantes con el ciclo básico fueron de 46 y 45% respectivamente. Por otra parte, es muy bajo el porcentaje de la población que ya no asiste a la escuela debido a que

³ De acuerdo a la SEP, un sistema de educación eficiente es aquel que logra que sus educandos terminen exitosamente los diferentes ciclos que componen al sistema educativo (en los tiempos y edades asignadas).

completó los estudios correspondientes. Este hecho sugiere que tal vez la estrategia de completar el ciclo básico de educación obedece a que los individuos, expuestos a abandonar la escuela sólo estudian mientras cumplen la edad y reúnen las habilidades mínimas para trabajar o bien, para seguir una trayectoria de vida ajena al estudio, por ejemplo, la opción de migrar, en la lógica del modelo de Spencer (1993). La migración internacional es un fenómeno que afecta particularmente a los jóvenes, en el rango de edad que corresponde al nivel de educación media.

Cuadro 4
Clasificación del grupo de jóvenes que no asiste a la escuela
(según nivel de instrucción)

| <i>Nivel</i> | <i>2000</i> | <i>2002</i> | <i>2004</i> |
|------------------------------------|-------------|-------------|-------------|
| Sin instrucción | 2.8 | 3.4 | 2.6 |
| Primaria completa | 22.7 | 28.2 | 22.8 |
| Secundaria completa | 37.9 | 46.1 | 44.9 |
| Preparatoria o vocacional completa | 10.0 | 12.0 | 19.9 |
| Superior completa | 1.4 | 1.3 | 4.1 |
| <i>Total</i> | <i>74.7</i> | <i>91.2</i> | <i>94.3</i> |

Fuente: Elaboración propia con los datos de la ENIGH.

Las cifras del Cuadro 5, ofrecen un panorama de la situación laboral de los jóvenes que pertenecen al grupo que no asiste a la escuela. Se observa que un porcentaje significativo de éstos se encuentra sin empleo. No obstante, hay que señalar que esta proporción también ha ido disminuyendo, en parte por el incremento de las actividades informales y por la migración, lo que sugiere que los individuos que aún se encuentran estudiando, al percibir este escenario laboral, opten por invertir menos tiempo en los ciclos de educación media superior y superior.⁴

Cuadro 5
Cifras de ocupación en el grupo de jóvenes que no asiste a la escuela

| <i>Variable</i> | <i>2000</i> | | <i>2002</i> | | <i>2004</i> | |
|-----------------|-----------------------|------------|-----------------------|------------|-----------------------|--------------|
| | <i>Valor absoluto</i> | <i>%</i> | <i>Valor absoluto</i> | <i>%</i> | <i>Valor absoluto</i> | <i>%</i> |
| Ocupados | 781 | 56.8 | 1,562 | 54.0 | 2,566 | 63.5 |
| Desocupados | 592 | 43.1 | 1,331 | 46.0 | 1,477 | 36.5 |
| <i>Total</i> | <i>1,373</i> | <i>100</i> | <i>2,893</i> | <i>100</i> | <i>4,043</i> | <i>100.0</i> |

Fuente: Elaboración propia con los datos de la ENIGH.

⁴De acuerdo con algunos modelos de señalización del mercado laboral (Spencer (1993), Kreps (1995)) los datos de ocupación, condiciones laborales y salarios de las personas que ya no estudian, representan una señal que indica a los jóvenes la manera en que el mercado de trabajo retribuye las habilidades adquiridas.

Con el objetivo de introducir los retornos a la educación dentro del modelo de elección educativa del grupo de jóvenes analizado, se hizo una estimación por mínimos cuadrados ordinarios de los rendimientos de la educación.⁵ Los resultados obtenidos indican retornos positivos y crecientes para los diferentes niveles de educación. Conclusiones muy similares a la mayoría de los trabajos realizados para el caso de México, en el sentido de que los años de educación incrementan las ganancias de los individuos. Dado que fueron consideradas tres muestras (2000, 2002 y 2004), la comparación de los parámetros obtenidos por periodo, señala que la tasa marginal de retornos a la educación presenta una variación en el tiempo (Cuadro 6), y aunque se percibe una disminución, todavía se observa una gran diferencia entre cada uno de los niveles de instrucción.

Cuadro 6
Tasa de retornos por nivel de educación

| <i>Nivel</i> | <i>2000</i> | <i>2002</i> | <i>2004</i> |
|-------------------------|-------------|-------------|-------------|
| Primaria | 0.10 | 0.10 | 0.03 |
| Secundaria | 0.19 | 0.17 | 0.13 |
| Preparatoria incompleta | 0.28 | 0.22 | 0.17 |
| Preparatoria completa | 0.29 | 0.24 | 0.22 |
| Licenciatura incompleta | 0.44 | 0.35 | N.D. |
| Licenciatura completa | 0.54 | 0.48 | 0.44 |
| Posgrado | 0.74 | 0.59 | 0.65 |

Fuente: Estimaciones realizadas en e-views con información de la ENIGH.

Resulta interesante que en el caso de la educación media superior (preparatoria o vocacional), la tasa de retornos no se incrementa mucho cuando ésta se concluye, en relación a la tasa que obtienen quienes dejan ese grado sin concluir.

⁵ Con los jefes de familia seleccionados, calculamos una función de ingresos de la siguiente forma:

$$\begin{aligned} \text{LOG_INGRESO} = & C + \sum_{i=1}^7 \beta_1 X1 + \beta_2 \text{EDAD} + \beta_3 \text{EDAD}^2 + \beta_4 \text{HRS_SEM} + \sum_{i=1}^4 \beta_5 X2 + \sum_{i=1}^6 \beta_6 X3 \\ & + \beta_7 \text{SINDICATO} + \beta_8 \text{SEXO} + \beta_9 \text{EDO_CIVIL} + \beta_{10} \text{ESTRATO}. \end{aligned}$$

El vector fila X representa los niveles de educación: primaria, secundaria, preparatoria_incpa, preparatoria_cmpta, lic_incpa, lic_cmpta, posgrado. El vector X2, contiene las ocupaciones: obrero, jornalero, patrón y trabajador independiente. El vector fila X3 contiene los sectores: agropecuario, manufacturero, construcción, comercio, transporte y almacenamiento y servicios.

En contraste, la educación superior (licenciatura y posgrado), muestra tasas de rendimiento más altas para los individuos que concluyen el ciclo de estudio en comparación a los que no lo hacen.

2.2 Análisis por cuartiles de ingreso

El Cuadro 7 describe las variables incluidas en los cuatro grupos de ingreso en que fue dividida cada muestra (2000, 2002 y 2004). Esto permite examinar los cambios que se han dado en la distribución condicional del ingreso familiar, con el propósito de estimar su efecto sobre la demanda educativa para cada segmento de la población.

En primer lugar, hay que destacar que el ingreso promedio anual ha mostrado una gran dispersión entre las distintas clases y en cada periodo. Sin embargo, se observa una mayor concentración de éste en el cuartil cuatro. De acuerdo con nuestro enfoque teórico, este fenómeno puede ser explicado por el hecho de que los jefes de familia ubicados en esta región de la muestra presentan el promedio de años de escolaridad más alto, como se observa en el tercer bloque del cuadro de referencia. Si se lee en forma horizontal, el promedio del ingreso de cada cuartil describe el ingreso medio del individuo de cada grupo, éste es creciente porque los grupos están organizados en función del ingreso. Visto en forma vertical, se indica que el ingreso medio del individuo representativo de cada grupo cambia con el tiempo. Por ejemplo, el ingreso medio del cuartil 1, bajó entre 2002 y 2004, mientras que el ingreso medio del cuartil 4 aumentó en el mismo lapso. Las remuneraciones al trabajo han aumentado en mayor proporción en los cuartiles 3 y 4, de manera que las familias con bajos niveles de ganancias no han mostrado una mejoría durante el periodo analizado.

Bajo este contexto, se observa un cambio en los salarios, que es menor en el grupo de jefes de familia menos capacitados. Esto se encuentra correlacionado con la disminución de las posibilidades de educación de los hijos que pertenecen a estos hogares, que aparece como porcentaje de hijos que no asisten a la escuela, en el último cuadrante del referido Cuadro 7. En contraparte, el mayor porcentaje de jóvenes que asisten a la escuela se encuentra distribuido en los cuartiles con ingresos y salarios más altos.

Cuadro 7
Distribución condicional del ingreso

| <i>Periodo</i> | <i>Cuartil del ingreso</i> | | | |
|----------------|---|-----------|-----------|-----------|
| | <i>Q1</i> | <i>Q2</i> | <i>Q3</i> | <i>Q4</i> |
| | <i>Ingreso anual del hogar (promedio)</i> | | | |
| 2000 | 12,187 | 22,998 | 37,542 | 89,826 |
| 2002 | 10,062 | 19,918 | 32,416 | 94,628 |
| 2004 | 11,658 | 23,936 | 39,195 | 111,697 |
| | <i>Salario anual jefe de familia (promedio)</i> | | | |
| 2000 | 8,062 | 13,035 | 19,674 | 44,262 |
| 2002 | 7,898 | 15,884 | 24,061 | 63,693 |
| 2004 | 9,545 | 20,188 | 32,484 | 86,223 |
| | <i>Años de escolaridad del jefe de familia</i> | | | |
| 2000 | 5.82 | 6.89 | 8.42 | 10.59 |
| 2002 | 3.52 | 5.47 | 7.02 | 12.08 |
| 2004 | 5.46 | 7.27 | 9.13 | 13.37 |
| | <i>% Hijos que asisten a la escuela</i> | | | |
| 2000 | 39.9 | 39.1 | 44.9 | 58.5 |
| 2002 | 30.5 | 41.8 | 50.8 | 75.6 |
| 2004 | 31.4 | 42.3 | 52.0 | 77.7 |
| | <i>% Hijos que no asisten a la escuela</i> | | | |
| 2000 | 60.1 | 60.9 | 55.1 | 41.5 |
| 2002 | 69.5 | 58.2 | 49.2 | 24.4 |
| 2004 | 68.6 | 57.7 | 48.0 | 22.3 |

Fuente: Cálculos propios con los datos de la ENIGH.

Con base en esta correlación se puede razonablemente postular que las diferencias en la demanda de educación se deben a que los beneficios esperados son diferentes para cada clase de la muestra. Así, aunque en general se perciba un incremento en las ganancias por los años adicionales de instrucción, también es posible que la educación retribuya de manera diferente a los individuos y más bien contribuya a incrementar la dispersión del ingreso, en detrimento de las personas con menos escolaridad (Acemoglu y Pischke, 2001). Bajo esta lógica, las inversiones en educación se vuelven más inciertas para algunos de los individuos que componen la muestra estadística.

3. Resultados obtenidos

Para cumplir con los objetivos del trabajo fue necesario estimar dos ecuaciones (de manera separada). La primera, una ecuación de ingresos del tipo Minceriana, aplicada a los jefes de familia y ajustada a la metodología de Koenker y Bassett (1978).

La siguiente estimación fue una ecuación probabilística del tipo *probit*, aplicada para determinar la demanda de educación de los jóvenes en función de tres grupos de variables: el nivel de ingresos de su familia (jefe del hogar), las tasas de rendimientos a la escolaridad por cuantiles y el grupo de variables sociodemográficas consideradas en la sección anterior.

3.1 Regresión cuantílica (QR)

Se realizaron varias estimaciones y pruebas de diagnóstico en el modelo. Primero calculamos la ecuación de ingresos de Mincer por el método de mínimos cuadrados ordinarios, posteriormente se aplicaron las pruebas estadísticas y el modelo cayó dentro de los límites de aceptación. A continuación, se estimaron las tasas de retorno de la educación por cuantiles de ingreso. La especificación final de la ecuación utilizada quedó de la siguiente forma:

$$\begin{aligned} \text{Logyfam}_i = & \beta_{\theta} + \beta_{1\theta} \text{Nivel_esc} + \beta_{2\theta} \text{exp_experiencia} + \beta_{3\theta} \text{exp_experiencia}^2 + \beta_{4\theta} \text{sexo} \\ & + \beta_{5\theta} \text{hrs_trabajo} + \beta_{6\theta} \text{pos_trab} + \beta_{7\theta} \text{sin_dicato}. \end{aligned} \quad (1)$$

Donde:

$i = 1, 2, 3, \dots, N$ (N es el número de observaciones de la muestra).

$\theta = 1, 2, 3$ y $4 =$ son los cuantiles de la distribución del ingreso.

El $\log yfam_i =$ es el logaritmo del ingreso del jefe de familia, que incluye salario y otras remuneraciones.

$\text{Nivel_esc} =$ representa los años formales de educación.

$\text{experiencia} =$ es el número de años que el individuo tiene laborando.

$\text{experiencia}^2 =$ representa a la variable anterior elevada al cuadrado.

También se incluyeron las variables *sexo*, número de horas trabajadas (*hrs_trabajo*), posición el trabajo (*pos_trab*), *sindicato*, etcétera. Los resultados de las estimaciones por cuantiles se muestran en el Cuadro 8.

Cuadro 8
Resultados de la regresión por cuantiles (Coeficientes y SEs).
Variable dependiente: Log ingreso familiar

| <i>Periodo</i> | <i>Q1</i> | | <i>Q2</i> | | <i>Q3</i> | | <i>Q4</i> | |
|----------------|-------------------------|----------|-------------------------|----------|-------------------------|----------|-------------------------|----------|
| | <i>Niv_esc</i> | Sid. Err |
| 2000 | 0.0747 | 0.0492 | 0.0852* | 0.0114 | 0.0847* | 0.0065 | 0.0879* | 0.0054 |
| 2002 | 0.0881* | 0.0389 | 0.0881* | 0.0066 | 0.0860* | 0.0063 | 0.0850* | 0.0048 |
| 2004 | 0.0957* | 0.0173 | 0.0791* | 0.0064 | 0.0769* | 0.0045 | 0.0749* | 0.0040 |
| | <i>Sexo</i> | Std. Err |
| 2000 | -0.0710 | 0.2413 | -0.0778 | 0.0614 | -0.1152* | 0.0331 | -0.0959* | 0.0282 |
| 2002 | -0.1409 | 0.2050 | -0.0913 | 0.0356 | -0.0953* | 0.0315 | -0.0717* | 0.0250 |
| 2004 | -0.0863 | 0.0918 | -0.1425 | 0.0356 | -0.1097* | 0.0261 | -0.1125* | 0.0231 |
| | <i>Expe.</i> | Std. Err |
| 2000 | 0.0164 | 0.0301 | 0.0134** | 0.0072 | 0.0142* | 0.0039 | 0.0119* | 0.0032 |
| 2002 | 0.0080 | 0.0223 | 0.0102* | 0.0039 | 0.0078* | 0.0036 | 0.0010* | 0.0029 |
| 2004 | 0.0125 | 0.0102 | 0.0125* | 0.0044 | 0.0125* | 0.0032 | 0.0090* | 0.0029 |
| | <i>Expe²</i> | Std. Err |
| 2000 | -0.0003 | 0.0005 | -0.0003* | 0.0001 | -0.0003* | 0.0001 | -0.0003* | 0.0001 |
| 2002 | -0.0002 | 0.0004 | -0.0002* | 0.0001 | -0.0002* | 0.0001 | -0.0002* | 0.0001 |
| 2004 | -0.0002 | 0.0002 | -0.0002* | 0.0001 | -0.0002* | 0.0001 | -0.0001* | 0.0000 |
| | <i>Hrs_trab</i> | Std. Err |
| 2000 | 0.0013 | 0.0071 | 0.0031** | 0.0018 | 0.0034* | 0.0010 | 0.0034* | 0.0008 |
| 2002 | 0.0036 | 0.0063 | 0.0042* | 0.0011 | 0.0040* | 0.0010 | 0.0038* | 0.0008 |
| 2004 | 0.0024 | 0.0028 | 0.0029* | 0.0013 | 0.0025* | 0.0009 | 0.0024* | 0.0007 |

Estimaciones realizadas en STATA, Versión 8.

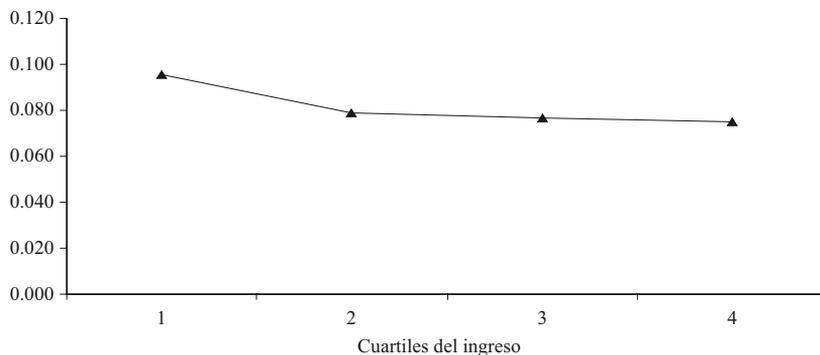
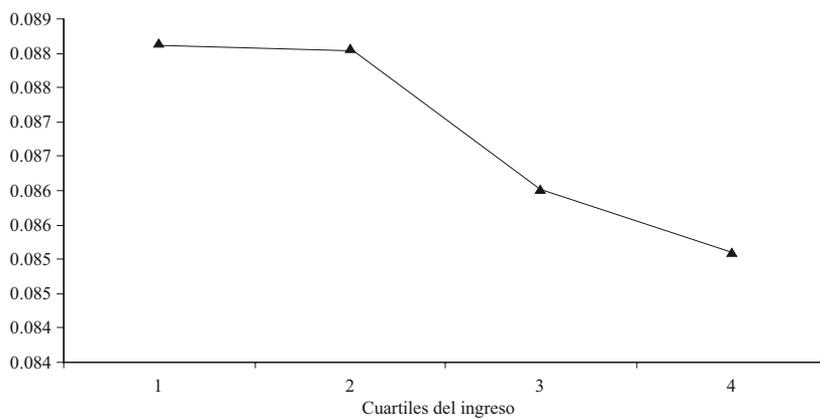
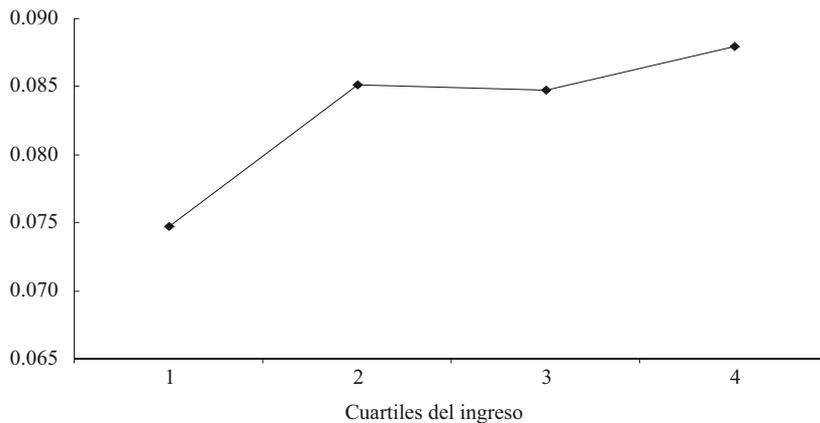
*Coeficientes significativos a 5%.

**Coeficientes significativos a 10%.

Los rendimientos por la escolaridad muestran un efecto positivo en los ingresos. Sin embargo, el resultado más interesante del método *Quantile Regression* (QR), radica en que permite percatarnos de que los retornos por los años de escolaridad no son los mismos para todos los individuos de la distribución. Así, en la estimación de 2000 (Cuadro 8) y Gráfica 2, la educación incrementa en mayor proporción los ingresos de las personas más ricas (8.8%) mientras que el grupo de más bajo ingreso, experimenta menores rendimientos por la inversión en educación (7.5%).

En los cálculos correspondiente a 2002 (Cuadro 8 y Gráfica 3), se observa que los retornos favorecen en mayor proporción a los individuos del primer cuartil (8.8%) y comienzan a disminuir mediante los tres grupos restantes de la distribución. La misma tendencia es percibida en los resultados de 2004 (Cuadro 8 y Gráfica 4), los rendimientos más altos se dan en el primer cuartil del ingreso (9.5%). No obstante, cabe destacar que estas diferencias en los retornos son mínimas y más bien se observa un rendimiento homogéneo en toda la distribución. Este comportamiento sugiere que aunque se dé un incremento en los años de escolaridad de los individuos, la distribución de los ingresos seguirá presentando asimetrías.

Gráfica 2
Coefficientes retornos a la educación, QR 2000-2004
(Variable dependiente: logyfam)



Las variables *experiencia*, *experiencia2*, *sexo* y *hrs. trabajo*, se comportaron igual que la mayoría de los trabajos realizados con el método de mínimos cuadrados.⁶ Los ingresos se incrementan con la experiencia y disminuyen conforme aumenta la edad del individuo. El sexo de la persona que se desempeña como jefe de hogar tiene un efecto negativo en esta función de ganancias, lo que significa que las mujeres presentan mayor desventaja en sus rendimientos por los años de educación. Por último, las horas de trabajo de los individuos contribuyen positivamente al ingreso.

El valor de los coeficientes en cada punto de la distribución, puede ser interpretado de la siguiente forma: 7.5% observado en el cuartil uno (en el año 2000) nos indica en cuánto debería incrementarse el logaritmo del ingreso, para que los individuos permanezcan en la misma posición de la distribución por un año adicional de estudios, *ceteris paribus*.

Los datos del Cuadro 8 muestran que durante el periodo de referencia, las tasas de retorno por la educación en los ingresos han estado disminuyendo en los cuartiles 2, 3 y 4. Mientras que el primer cuartil, es el único que ha experimentado una tendencia creciente en los retornos a través del tiempo. Este hecho tendría que reflejarse en una disminución de la brecha de los ingresos entre cada una de las clases, no obstante se sigue observando una acentuada dispersión en su distribución.

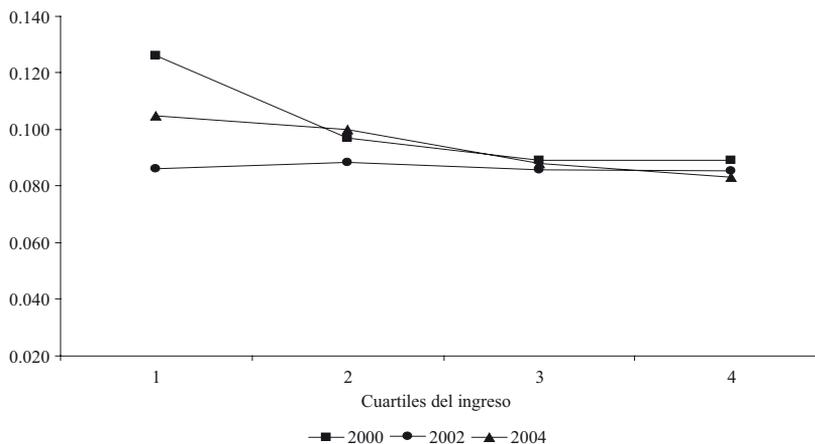
Asimismo, con el propósito de observar la relación que muestra la distribución condicional de los salarios, calculamos la ecuación 1 con el mismo método (QR) y las mismas variables independientes.⁷ La interpretación de los parámetros calculados es muy similar, el valor de la variable *nivel_esc*, nos indica en cuánto deben aumentar las ganancias ante los años adicionales de educación. Se observó que los salarios sí muestran un comportamiento más *ad hoc* a los trabajos realizados (Pereira, 2004). La escolaridad retribuye en mayor proporción a los grupos de ingreso más bajos, mientras que los grupos del ingreso más altos presentan menores rendimientos por la educación (Gráfica 5).

⁶ Esto es normal, ya que el método QR también cumple con todos los supuestos del Modelo Clásico de Regresión Lineal (MCRL). Por lo tanto, es de esperarse que se observen los mismos comportamientos en los coeficientes estimados. No obstante, si se desea hacer un análisis más profundo del método y sus supuestos, léase a Koenker y Bassett (1978).

⁷ En este caso la variable dependiente fue el *log_w* (logaritmo del salario, del jefe de familia), construida por las remuneraciones al trabajo provenientes del empleo principal. Este procedimiento resulta necesario en este trabajo, ya que estos serán los retornos que se incluirán en la distribución del ingreso. Por lo tanto, la ecuación quedo especificada de la siguiente manera:

$$\log_w = \beta_0 + \beta_1 \text{ Nivel_esc} + \beta_2 \text{ exp_eriencia} + \beta_3 \text{ exp_eriencia}^2 + \beta_4 \text{ sexo} + \beta_5 \text{ hrs_trabajo} + \dots + \beta_6 \text{ pos_trab} + \beta_7 \text{ sin_dicato}.$$

Gráfica 5
Coefficientes retornos a la educación, QR
(Variable dependiente; log_w)



Los primeros resultados indican que la inversión en educación no está reduciendo o acortando la brecha observada entre los ingresos, por lo menos en el corto plazo. Y aunque en el caso de la distribución de los salarios, los retornos por la escolaridad son mayores para los grupos de salarios más bajos, éstos no son suficientes para homogeneizar la distribución de los ingresos entre los individuos, ya que la renta total de los jefes de familia no está exclusivamente compuesta por las remuneraciones al trabajo. Finalmente, asumimos que la dispersión de los niveles de ingreso está afectando las decisiones (y oportunidades) de escolaridad de los grupos más pobres, a pesar de que los retornos al salario por concepto de educación sean altos para este grupo.

Con la última estimación de los retornos ($\log w$ como variable dependiente), se obtuvo una de las variables explicativas claves para determinar la probabilidad de que los jóvenes entre 15 y 23 años se inscriban a los niveles medio superior y superior, a través de un modelo probabilístico que se explica en el siguiente apartado.

3.2 Estimación de la probabilidad de estudiar

Se estimaron diferentes regresiones de prueba para determinar la consistencia de las variables y la especificación correcta del modelo. Como primer procedimiento se realizaron cuatro estimaciones, es decir una ecuación por cada uno de los grupos de ingreso que se construyeron. Sin embargo, las probabilidades obtenidas no res-

pondieron a los supuestos del modelo, ni tampoco contribuyeron a su explicación. Por esta razón, se prefirió elaborar una ecuación que incluyera a los cuatro grupos de ingreso.⁸ Para capturar el efecto de los cuartiles del ingreso en nuestro modelo *probit*, se decidió incluir la variable *bono por la educación* (*bono_s*). El bono por la escolaridad, resultó de una transformación aplicada de los retornos a la educación estimados mediante la regresión por cuartiles.⁹

Con el procedimiento anterior, obtuvimos un efecto distinto de la educación en cada hogar, ya que el *bono educativo* varía en proporción a los años de escolaridad del jefe de familia. Asimismo este método resultó adecuado, ya que se logró eliminar la dependencia lineal (multicolinealidad) que existía entre la renta total del hogar (obtenida por el jefe de familia) y los rendimientos a la escolaridad ambos expresados en cuartiles de ingreso.¹⁰ Finalmente, el modelo quedó especificado de la siguiente manera:

$$S_i = \sum_{cj=1}^3 \beta_{cj} X_{cj} + \sum_{I=1}^2 \beta_I X_I \theta + \beta_6 tam_hog + \sum_{ch=1}^2 \beta_{ch} X_{ch}. \quad (2)$$

Donde:

S = es binaria e indica la probabilidad de que el joven (i) decida matricularse en el nivel educativo que le corresponde ($S=1$).

La condición $S = 0$ = representa la probabilidad de que suceda el evento contrario.

X_{cj} = es un vector de variables sociodemográficas (sexo del jefe de familia, edad y años de educación.) que indican el perfil del hogar.

El vector X_I , resume las variables de ingreso del hogar y está compuesto por el ingreso total del jefe de familia y el bono por la educación (que es la tasa de ganancias por sus años de inversión escolar).

⁸ Este procedimiento, obedeció al hecho de que en el curso de la investigación no se encontró ningún trabajo ni metodología en donde se abordara la estimación de modelos de probabilidad por cuartiles, y sobre todo porque los resultados obtenidos presentaron una mayor consistencia.

⁹ Se tomaron los retornos (en cuartiles del salario) estimados por la ecuación de remuneraciones al trabajo (variable dependiente, \log_w), luego se incluyeron en la muestra clasificada en cuartiles del ingreso. De esta manera, tuvimos diferentes rendimientos del bono por la educación en los ingresos de los hogares. Formalmente, nuestra definición de bono educativo es la siguiente: $(RWi\theta) * (Si\theta) = bono_s$. Donde: $RWi\theta$ es el retorno de la educación al salario de un individuo, por cuartil de ingreso. El parámetro $Si\theta$, representa los años de escolaridad de la persona i , que pertenece al mismo cuartil θ .

¹⁰ La variable bono por la escolaridad resultó ser una variable *Proxy* del salario que capturó esta variación (las ganancias por los años de educación) en cada momento de la distribución del ingreso.

Estas variables nos indican la disponibilidad del hogar para ofrecer educación a sus hijos. El parámetro $\beta_6 tam_hog$, representa otra restricción que depende básicamente del número de hijos en edad escolar. El vector X_{ch} , representa el sexo y edad del hijo que consideramos fundamentales en la estimación pues son variables que influyen en el costo de oportunidad de estudiar, si son mayores el costo de oportunidad se incrementa, si son mujeres u hombres éste puede variar en función de las preferencias individuales.

Los tamaños efectivos de la muestra fueron de 2,523 (2000), 5,750 (2002) y 8,208 (2004). La probabilidad que se modeló fue la de matricularse en el ciclo medio superior y superior, para el grupo de jóvenes de 15 a 23 años. A continuación mostramos los resultados completos de los tres modelos.¹¹

Cuadro 9
Probit de inversión en educación
Coefficientes y p-values

| <i>Variables</i> | <i>2000</i> | <i>p-values</i> | <i>2000</i> | <i>p-values</i> | <i>2000</i> | <i>p-values</i> |
|------------------|-------------|-----------------|-------------|-----------------|-------------|-----------------|
| Sex_jf | 0.064 | 0.497 | -0.178 | 0.001 | -0.117 | 0.002 |
| Edad_jf | 0.021 | 0.000 | 0.012 | 0.000 | 0.011 | 0.000 |
| Ed_formjf | 0.142 | 0.001 | 0.613 | 0.001 | 0.128 | 0.000 |
| Logyfam | 0.766 | 0.001 | 0.727 | 0.000 | 0.723 | 0.000 |
| Bono_s | -0.216 | 0.598 | -6.160 | 0.004 | -0.470 | 0.079 |
| Tam_Hog | -0.095 | 0.000 | -0.068 | 0.000 | -0.078 | 0.000 |
| Sex_hijo | 0.024 | 0.673 | -0.007 | 0.843 | 0.081 | 0.010 |
| Edad_hijo | -0.214 | 0.000 | -0.221 | 0.000 | -0.210 | 0.000 |

Antes de calcular los efectos marginales, analizaremos la relación que muestran las variables significativas a 5 y 10%. Como se observa, el sexo del jefe de familia, influye en la probabilidad de asistir a la escuela. El signo negativo del coeficiente, significa que si un joven proviene de un hogar dirigido por una mujer, tiene más probabilidades de no estar matriculado. La edad del jefe de familia y sus años de escolaridad muestran un efecto positivo en las decisiones de escolaridad de los hijos.

¹¹ Las ecuaciones fueron estimadas utilizando el programa e-views (3.1), el método probit fue estimado por máxima verosimilitud y compensado por la metodología de white (1980), esto para corregir la heterocedasticidad que se presenta generalmente en los datos de corte transversal.

El ingreso total del jefe de familia tiene un efecto decisivo en las probabilidades de atención educativa de los hijos. Así, entre mayor sea el ingreso monetario que perciba un hogar, es mayor la probabilidad de invertir en la educación de sus hijos. El tamaño del hogar, el sexo y la edad del hijo incrementan la probabilidad de no estar estudiando. Este resultado obedece a que estas variables representan los costos de oportunidad más altos, sobre todo para los jóvenes de los cuartiles más pobres.

Un resultado esperado en esta estimación fue el signo del bono por la educación, que resultó tener un efecto negativo en la probabilidad de estudiar y puede obedecer a diferentes causas. Primero, a que la división de los datos muestrales por cuartiles de ingreso arrojó mayores tasas de retorno a la educación en el cuartil uno, que tiene la doble característica de que son los individuos con menores ingresos en relación a los restantes cuartiles y tienen también los menores niveles educativos.¹² Sin embargo, los individuos de mayores ingresos en el primer cuartil, que tienen bajo nivel de educación, reportaron tasas de retorno a la educación que sesgaron los resultados generales para ese mismo cuartil; y en segundo lugar, a que, dada esta variación entre las clases del ingreso, los hijos de estas familias estarán más expuestos a abandonar la escuela, independientemente de los efectos monetarios de la escolaridad.

3.3 Efectos marginales

El Cuadro 10 presenta los efectos marginales derivados del *probit* de demanda de educación. En el caso de las variables dicotómicas, las cuales muestran valores de cero o uno, el efecto marginal debe interpretarse como la probabilidad de tener un valor de 1 en la variable dependiente, manteniendo constantes las otras variables y viceversa.

Cuadro 10
Efectos marginales derivados de la regresión
***Probit* de demanda de educación**

| <i>Variables</i> | 2000 | | 2002 | | 2004 | |
|------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | <i>Coefficiente</i> | <i>Efecto marg.</i> | <i>Coefficiente</i> | <i>Efecto marg.</i> | <i>Coefficiente</i> | <i>Efecto marg.</i> |
| sex_jf | 0.064 | | -0.178 | -0.061 | 0.117 | -0.040 |
| ed_formjf | 0.142 | 0.050 | 0.613 | 0.211 | 0.128 | 0.044 |
| Logyfam | 0.766 | 0.268 | 0.727 | 0.250 | 0.723 | 0.247 |
| bono | -0.216 | | -6.160 | -2.115 | -0.470 | -0.161 |
| edad_hijo | -0.214 | -0.075 | -0.221 | -0.076 | -0.210 | -0.072 |

¹² Recuérdese que el bono es la tasa marginal de retornos al salario por los años de escolaridad del jefe de familia.

La estimación sugirió los siguientes resultados: la probabilidad de que un joven que proviene de un hogar con jefatura femenina no estudie es de -6% en 2002 y -4% en 2004. En el caso de los años formales de educación del jefe de familia, se encontró que estos incrementan la probabilidad de que los hijos asistan a la escuela en 5% (2000), 20% (2002) y 4%(2004). También se observó que la edad de los hijos tiene un efecto negativo en la demanda de educación, que se estima en 7% para todo el periodo observado.

Con respecto a los ingresos del jefe de familia, se pudo observar que un incremento de 10% en los ingresos totales del hogar aumentó la probabilidad de estar matriculado en 2.6% en el año 2000, en 2.5% durante 2002 y 2.4% en el 2004. Este resultado es coherente con nuestro planteamiento, en el sentido de que el nivel de ingresos es el principal determinante de las decisiones de educación del grupo que hemos considerado.

El efecto marginal sobre la probabilidad de recibir educación en niveles educativos medio y superior sólo se estimó para el conjunto de la muestra, sin considerar ya la división por cuartiles de ingreso como se hizo en el caso anterior. Diferentes intentos por obtener los coeficientes para cada grupo de ingreso arrojaba inconsistencias estadísticas notables, debido a que el tamaño de la muestra se reducía en forma significativa considerando su aplicación a la división por grupo. Esta tarea, que sería valiosa para la investigación aplicada, por el hecho de que valoraría la desigualdad en el ingreso en la probabilidad de recibir educación, sería más factible de realizar utilizando bases de datos específicos a ese propósito, lo que quedó fuera de los alcances de la presente investigación.

En otros hallazgos que arrojó el ejercicio, se encontró que el bono educativo (*bono_s*), disminuye la probabilidad de estudiar, debido a que éste mide exclusivamente los rendimientos monetarios de la educación, es decir la contribución de la escolaridad al ingreso total.¹³ Bajo esta lógica, se observa una desigualdad en los salarios que al final afectará a la distribución de los ingresos. Por lo tanto, si el ingreso de un hogar depende exclusivamente de las retribuciones de este bono, la restricción de ese hogar será mayor y las probabilidades de inversión en educación serán menores.

¹³ Es como una tasa que indica cómo se le pagará a un individuo una hora de trabajo, en función de sus años de escolaridad.

Conclusiones

En este trabajo se analizó la distribución del ingreso y su impacto sobre la demanda de educación para los niveles medio superior y superior. El grupo de estudio fueron los jóvenes que se encuentran en el rango de edad de 15 a 23 años, ya que en este grupo se presentan las tasas de asistencia y conclusión escolar más bajas.

Son muchos los factores que pueden explicar este comportamiento. Del lado de la oferta, existen ciertas limitaciones como la falta de espacios para la educación (infraestructura), la escasa capacitación de los docentes, la diversidad de los programas, el bajo presupuesto destinado al rubro, etcétera. Por el contrario, la demanda de educación, principalmente se encuentra sujeta a factores regionales, a restricciones económicas, y a los objetivos y gustos que enfrentan cada una de las familias.

Para analizar el efecto de los retornos a lo largo de toda la distribución del ingreso, se calculó la ecuación de Mincer con la metodología de Koenker y Bassett (1978). Se observó que los ingresos aumentan con la experiencia y disminuyen con su cuadrado, también se encontró la diferencia por sexo y nivel de escolaridad. Sin embargo, se observó que la tasa de rendimientos por escolaridad tiene un efecto diferente para cada grupo de la distribución. Con esto rechazamos la hipótesis de que los retornos por la escolaridad muestran el mismo efecto a lo largo de toda la distribución, y aceptamos la hipótesis alternativa: los retornos a la educación afectan de diferente manera a los individuos y este comportamiento origina asimetrías en la distribución condicional del ingreso.

A diferencia de la función de ingresos, los resultados de la ecuación de salarios sí mostraron un comportamiento más *ad hoc* a la teoría. La escolaridad retribuye en mayor proporción a los grupos de ingreso más bajos, mientras que los grupos del salario más altos presentan menores rendimientos por la educación. Esta diferencia, se debe a que la segunda estimación representa exclusivamente a los ingresos por el concepto de salario (principal manifestación de los retornos). Esta es una distinción importante respecto de los estudios que analizan sólo los retornos a la educación sin tomar en cuenta la división de los estratos de ingresos.

Este hallazgo explica los resultados del modelo de probabilidad, el cual muestra que las decisiones de educación de los individuos dependen más de los ingresos que de los retornos esperados. Así, se encontró que ante un aumento del ingreso en 10%, la probabilidad de inversión en educación es de 2.67% (2000), 2.49% (2002) y de 2.46% (2004). En contraste, los rendimientos marginales del bono por la educación mostraron un efecto negativo en la probabilidad de educarse.

Las características familiares de los individuos no sólo determinan la probabilidad de inscripción de los jóvenes al nivel educativo que les corresponde,

también definen la permanencia y la conclusión de sus estudios, pues los resultados indican la fuerte influencia de éstas sobre las decisiones educativas de los jóvenes.

Con respecto a la influencia del bono por la escolaridad en la elección educativa de los individuos, debe aclararse que los resultados no indican que la tasa de retornos por la educación sea negativa. Una interpretación más *ad hoc* a nuestro contexto, es que en muchos de los casos, esta relación sugiere que la educación habría dejado o estaría dejando de ser la principal aspiración social para mejorar el bienestar económico de los individuos. Dicha evidencia en todo caso debería atacarse con otras herramientas de análisis para tratar de entender el efecto de la productividad marginal decreciente que la desorganización del sistema educativo en el nivel medio superior esté teniendo en las decisiones de las familias relacionadas con el estudio de los hijos.

Entre los factores que pueden explicar esta tendencia, podemos mencionar los siguientes: la disminución observada en los retornos a través del tiempo, la forma indiscriminada en que el mercado de trabajo absorbe mano de obra, la dispersión del ingreso, las escasas opciones que existen en los programas educativos, la falta de flexibilidad de los programas (programas más cortos y de carácter más técnico), la vinculación inadecuada (no lineal) entre el sistema de educación y el productivo.

De lo anterior, podemos afirmar que la escolaridad no está teniendo el mismo impacto en las ganancias de los individuos y está provocando una dispersión en el ingreso que afecta las decisiones y oportunidades de escolaridad de los grupos más pobres.

Referencias bibliográficas

- Acemoglu, D., Pischke, J-S. (2001). "Changes in the Wage structure, family income, and children's education", *European Economic Review*, Papers and Proceedings, vol. 45, April, pp. 890-904.
- Becker, G. (1964). *Human Capital*, University of Chicago Press, 3^a edi., 1993.
- Bucheli, Marisa y Carlos Casacuberta, (2000). "Asistencia escolar y participación en el mercado de trabajo de los adolescentes en Uruguay", *El trimestre Económico*, núm. 267, FCE.
- Cade S. Brian, Noon R. Barry, (2003). "A gentle introduction to quantile regression for ecologists", *The Ecological Society of America review*, vol. 1(8), pp. 412-420.
- Di Gropello, Emanuela, (1999). "Educational Decentralization models in Latin America", *CEPAL Review*, August, num. 68.

- Díaz De Cossio, Roger (2005). “Los más discriminados”, *El Universal*, 13 de septiembre.
- Giannelli Gianna Claudia y Chiara Monfardidni, (2000). “Joint Decisions on Household Membership and Human Capital Accumulation of Youths: the role of expected earnings and labor market rationing”, Center for Household, Income, Labor and Demographic Economics², Working paper, April.
- Heckman, J (1999). Policies to Foster Human Capital, NBER Working Paper #7288, agosto, National Bureau of Economic Research 1050 Massachusetts, Av. Cambridge, MA. 02138.
- INEGI (2000, 2002 y 2004). Encuesta Nacional de Ingreso Gasto de los Hogares (ENIHG), documento metodológico.
- (2000). *Censo de Población y Vivienda*, INEGI.
- Instituto Nacional para la Evaluación de la Educación (INEE) (2000). “La calidad de la educación básica en México”, Informe anual (<http://www.inee.edu.mx/>).
- Koenker, R. y G. W. Bassett (1978). “Regression Quantiles”, *Econometrica*, num. 46, 33-50.
- Kreps, D. (1995). *A Course in Microeconomic Theory*, edición en español, Madrid, España: McGraw Hill.
- López Acevedo, Gladys (2004). “Determinantes de la matrícula en la escuela secundaria en México”, *El Trimestre Económico*, núm. 281, FCE.
- OCDE (2003). “La educación desde la perspectiva de la OCDE”, abril.
- (2004). *National Review on Educational R&D, Examiners’ Report on México*.
- Pereira T., Pedro, Pedro Martins S. (2004). “Does education reduce wage inequality? Quantile regression evidence from 16 countries”, *Labour Economics*, Vol. 11.
- Sariñana, Javier E. (2000). “Rendimientos de la escolaridad en México: una aplicación del Método de Variables Instrumentales para 1998”, *Gaceta Económica*, año 7, núm. 14.
- Secretaría de Educación Pública (SEP). Subsecretaría de Educación Superior (SES), *Estadísticas* (http://www.ses.sep.gob.mx/wb/ses/sistema_nacional_de_evaluacion_acreditacion_y_).
- *Programa Nacional de Educación 2001–2006*.
- Spencer, L. M. (1993). *Competence at Work, Models for Superior Performance*, New York: John Wiley & Sons.
- Zamudio Carrillo, Andrés (2001). “La escolaridad y la distribución condicional del ingreso: Una aplicación de regresión cuantil”, *El Trimestre Económico*, núm. 269, FCE, México.