

El trabajo infantil en México, 1984-2000*

Resumen

Estudios descriptivos recientes sugieren que el año 2000 es un punto de quiebre en la persistencia del trabajo infantil en México, especialmente en las áreas rurales. En este año, a diferencia de las dos décadas anteriores, una proporción significativamente mayor de niñas y niños rurales asistieron a la escuela y no trabajaron en la fuerza laboral o en las actividades del hogar. Este trabajo sustenta la hipótesis de que el Programa de Educación, Salud y Alimentación es una de las causas principales de la reducción en las tasas de participación laboral de las niñas rurales de 12 a 14 años. Se sustentan algunas hipótesis que explican por qué Progresá parece no tener tanto éxito en fomentar la asistencia escolar entre los niños de 12 a 17 años y las niñas de mayor edad. Se estiman modelos de probabilidad para explicar la elección de actividad económica de un niño. Entre los factores más importantes para la elección de actividad se encuentran el atraso escolar, la demanda de trabajo familiar para desarrollar actividades productivas o generadoras de ingreso y la condición de pobreza extrema y moderada del hogar. La condición de pobreza extrema y moderada influye fuertemente en las decisiones de no dedicarse exclusivamente a estudiar entre los varones y mujeres urbanos de 15 a 17 años. Se utilizan las siete encuestas nacionales de ingresos y gastos de los hogares disponibles de 1984 a 2000.

Héctor V. Robles Vásquez
Centro de Investigación en Matemáticas
Universidad Autónoma del Estado de Hidalgo
hrobles@uaeh.reduaeh.mx

David G. Abler
Agricultural Economics and
Population Research Institute.
The Pennsylvania State University, USA
d-abler@psu.edu

* Se agradece el apoyo de la SEP y de la Universidad Autónoma del Estado de Hidalgo, de Conacyt y del CRIM-UNAM. Estas dos últimas instituciones patrocinaron sendos programas de repatriación y proyecto de investigación I35667-D. Nos hemos beneficiado parcialmente de los resultados del Proyecto de Investigación “*Family Welfare and Children’s Schooling: A Study of Chile, Peru and Mexico*”, financiado por las Fundaciones Ford y Spencer y la Universidad Estatal de Pennsylvania. Nuestro reconocimiento al Inegi y a la Act. Ana María Landeros. Dirigir correspondencia a CIMA-ICBI, UAHEH, Carretera Pachuca-Tulancingo Km. 4.5. C.P. 42074, teléfono: 01-771-7172000 ext. 6100; fax: 01-771-7172109

El trabajo infantil en México, 1984-2000

Introducción

Contrariamente a las tendencias internacionales, en México, la participación en la fuerza laboral o en las actividades domésticas de los niños de 12 a 17 años no disminuyó en el periodo comprendido entre 1984 y 1998. Sólo hasta 2000, la proporción de niños de 12 a 14 años en la población económicamente activa disminuyó a los niveles de 1994; la cifra correspondiente a aquellos de 15 a 17 años no mostró cambio alguno (Basu, 1999; Robles y Abler, 2002). Es probable que la reducción de los indicadores laborales para el grupo de niños de 12 a 14 años sea, parcialmente, una consecuencia del Programa de Educación, Salud y Alimentación (Progresá). Sin embargo, después de 3 años de operación de ese programa, el porcentaje de niños de 15 a 17 años en la fuerza laboral no mostró cambio alguno en el ámbito nacional (Robles y Abler, 2002).

Estos hechos motivan a preguntarse en qué medida Progresá está anulando los factores más importantes que influyen en el trabajo infantil rural y por qué, a pesar de la gran cantidad de familias involucradas, no parece tener tanto éxito entre los niños de mayor edad. Como es conocido, Progresá provee becas monetarias equivalentes al costo de oportunidad de los niños de las familias rurales pobres seleccionadas. La beca se otorga si la edad del niño es inferior a 18 años, cursa entre el tercero de primaria y el tercero de secundaria y asiste regularmente a la escuela. Habiendo iniciado en agosto de 1997, a fines de 2000, Progresá benefició a casi la cuarta parte de las familias rurales –alrededor de 2.7 millones de familias en las zonas rurales en todos los estados del país (Progresá, 1997, 2001, 2002).

El presente estudio, se basa en los micro-datos de las siete Encuestas Nacionales de Ingresos y Gastos de los Hogares (ENIGH) disponibles de 1984 a 2000, estima modelos logísticos dicotómicos para explicar la actividad económica principal de los varones y mujeres urbanos y rurales de 12 a 17 años. Los resultados permiten contrastar empíricamente algunas hipótesis acerca de los determinantes de la actividad económica principal de los niños en México. En especial, este estudio fundamenta empíricamente la hipótesis de que el diseño de la beca económica de Progresá, basado en los años completos de educación, no incorpora directamente el costo de oportunidad de una mayor edad. Esto significa que la beca económica no contribuye a disminuir efectivamente la participación laboral de los niños de mayor edad y con una escolaridad inferior a la normativa. Otro hallazgo importante es la posibilidad de que, en el año 2000, Progresá sólo está revirtiendo las condiciones macroeconómicas que fomentan el trabajo de las niñas más pequeñas pero no entre las niñas de mayor edad o con los niños y adolescentes.

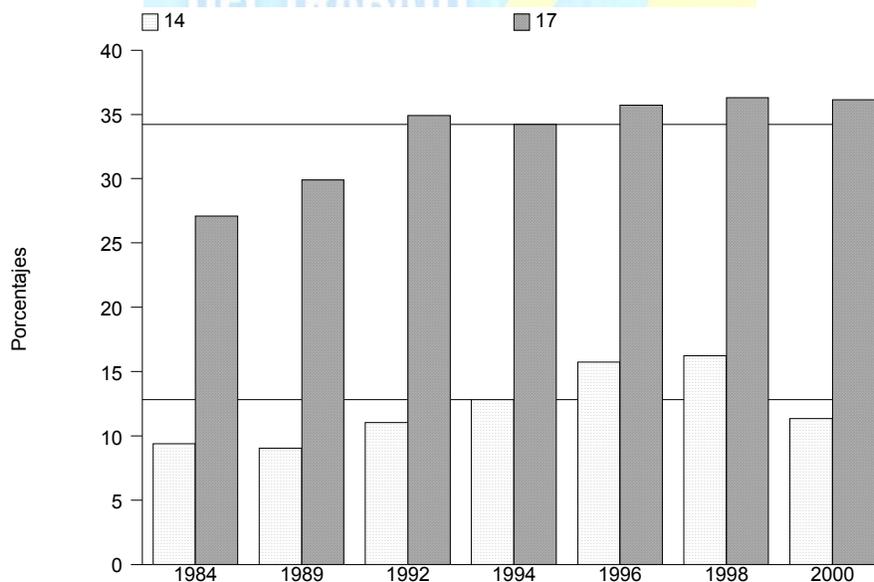
El trabajo infantil en México, 1984-2000

Este estudio es continuación de otro que describe empíricamente la evolución de las actividades principales de los niños de 12 a 17 años basado en el análisis de las bases de datos de las Encuestas Nacionales de Ingresos y Gastos de los Hogares (ENIGH) de 1984 a 2000 (Robles y Abler, 2002). Debido a que la participación laboral y la asistencia escolar difieren con la edad y a que existen pocas observaciones para conducir un análisis por edad, se agrupan las observaciones en dos grupos: aquellos de 12-14 años ('niños'); y aquellos de 15-17 años ('adolescentes').

Distinguimos tres actividades económicas principales: trabajar en la fuerza laboral, dedicarse exclusivamente a estudiar o a los quehaceres domésticos. Esta clasificación no involucra el tiempo

dedicado a esas actividades sino que se deriva de la clasificación de un individuo como económicamente activo o inactivo. Los inactivos generalmente se dedican exclusivamente a estudiar o a los quehaceres del hogar. Los varones se dedican bien a trabajar o solamente a estudiar; las niñas en cambio también se dedican a los quehaceres domésticos. De las ENIGH, se ha encontrado que las actividades domésticas y la asistencia escolar son actividades incompatibles (Robles y Abler, 2002).

La Gráfica 1 muestra los porcentajes de niños y adolescentes, respecto al total, en la fuerza laboral de 1984 a 2000. Las cifras provienen de las ENIGH y, por ello, son cifras sujetas a errores estocásticos. Pruebas estadísticas para determinar si la diferencia entre porcentajes es estadísticamente significativa, a un nivel máximo de 5 por ciento, muestran que, el trabajo entre los niños aumentó de 1994 a 1998 y disminuyó en 2000.



Gráfica 1: Participación laboral de los niños de 12 a 14 y de 15 a 17 años, 1984-2000

Fuente: Robles y Abler (2002)

Entre los adolescentes, su participación laboral tendió a aumentar en los años ochenta y posteriormente no mostró cambio alguno (Robles y Abler, 2002).

Robles y Abler (2002) muestran que, de 1992 a 2000, los indicadores de la actividad económica según la condición escolar de los niños y niñas urbanos no se alteraron. En cambio, entre los niños rurales, la proporción de estudiantes aumentó de 1994 a 2000 y este aumento fue mayor entre las niñas. Con estos cambios, en 2000, la brecha en la asistencia escolar entre niños y niñas rurales prácticamente se eliminó ubicándose en 86 por ciento sin importar el sexo. Aparejada a esta modificación, de 1994 a 2000, disminuyeron significativamente las proporciones de niños en la fuerza laboral y de niñas que realizaron actividades domésticas y que no asistieron a la escuela. La proporción de niños económicamente activos que no asistieron a la escuela disminuyó de 16.5, en 1994, a 8 por ciento en 2000.

Al realizar un análisis similar al anterior para los adolescentes, resulta que, entre los adolescentes urbanos, la proporción de estudiantes o de aquellos que trabajan y no estudian no se modificó de 1992 a 2000; en contraste, en las zonas rurales si hay modificaciones. Entre las adolescentes rurales, la proporción de estudiantes aumentó de 1994 a 2000; paralelamente, disminuyó la proporción de aquellas que trabajaron en la fuerza laboral. Cabe destacar que el porcentaje de las adolescentes que realizaron labores domésticas y no asistieron a la escuela no se alteró entre ambos años. De 1994 a 2000, entre los varones, aumentó la proporción de estudiantes y, simultáneamente, disminuyó la proporción de aquellos en la fuerza laboral y que no asistieron a la escuela.

Algunas hipótesis que pueden explicar la evolución de los indicadores laborales de los niños y adolescentes de 1984 a 2000 son:

- i) La crisis económica de 1995 y la consecuente reducción de los ingresos de las familias aumentó el valor económico de niños y niñas en los años siguientes. Los efectos acumulados de la recuperación económica de 1996 a 2000 o la intervención de Progresá en las áreas rurales, permitió la disminución del trabajo entre los niños en 2000.
- ii) La constancia de la participación del trabajo entre los adolescentes de 1994 a 2000 puede deberse a que existen otros factores, aparte del ingreso familiar, que son determinantes importantes de su decisión de trabajar. Entre estos factores destacamos la edad y los años completos de educación del adolescente. A mayor edad mayor será su costo de oportunidad. A mayor educación menor será su rezago escolar y mayores serán las posibilidades de continuar estudiando y de no trabajar.

Marco analítico y empírico

Para contrastar empíricamente éstas hipótesis estimamos modelos dicotómicos de la elección de actividad de niños y adolescentes. En el caso de los varones las dos opciones son trabajar en la fuerza laboral o sólo estudiar. En el caso de las mujeres, agrupamos sus actividades principales en dos: por un lado, sólo estudiar y, por otro, trabajar en la fuerza laboral o en los quehaceres domésticos. El modelo econométrico se aplica a 8 subgrupos que se forman al clasificar a los niños de 12 a 17 años por sexo, grupo de edad y zona de residencia.

El modelo empírico que utilizamos está basado en el modelo teórico desarrollado por Robles-Vasquez (2000). Este modelo como muchos que analizan el trabajo infantil en países en vías de desarrollo consideran: que i) el tiempo de los niños es un recurso que la unidad familiar o el padre distribuye de forma eficiente entre la educación, el trabajo y el ocio; ii) estas decisiones se efectúan simultáneamente; y, iii) educarse es una de las formas más importantes de inversión en capital humano (Becker, 1997; Binder y Scrogin 1999, Grootaert y Kanbur 1995, Jacoby 1994; Robles-Vasquez, 2000)

La hipótesis de que el jefe de la familia decide por el hijo puede no ser aplicable si éste tiene poder de negociación o si el esfuerzo del niño por estudiar no es perfectamente observable; algunos teóricos pueden concentrarse únicamente en las decisiones laborales de niños y adultos y analizar los

equilibrios en el mercado de trabajo (véase Basu, 1999). En ambientes económicos donde la educación no es rentable, se puede suponer que su carácter es más semejante a un bien de consumo duradero que a una forma de capital (Rosenzweig y Evenson, 1977; Levy, 1985; Mergos, 1992).

Una versión resumida del modelo de Robles-Vasquez se describe posteriormente. La Figura 1 ilustra la asignación del tiempo de un niño a educación, trabajo y ocio. En esta figura, los parámetros $\lambda\omega$ y ω_s representan dos valores sombra (no observables) obtenidos al resolver el problema de la distribución óptima del tiempo del niño. Estos óptimos son determinados por parámetros exógenos que influyen las decisiones de inversión y consumo de las unidades familiares, por ejemplo, edad y educación de los jefes de la unidad familiar, la tasa salarial de los menores trabajadores, su edad y educación, etcétera.

El valor $\lambda\omega$ representa el valor de equilibrio atribuido por los padres a una unidad del tiempo del menor. El primero de sus términos, λ , es la utilidad marginal que tiene un peso para la unidad familiar mientras el segundo, ω , es la tasa salarial de mercado para el niño. De acuerdo a la teoría microeconómica estándar, la utilidad marginal del dinero aumenta cuando el ingreso familiar no ganado del niño disminuye. El parámetro ω_s representa el valor sombra de una unidad del tiempo del niño si este se dedica solo a educarse (y al disfrute del ocio). Las decisiones de participación laboral o educarse únicamente se modelan fácilmente: un niño participa en la fuerza laboral si y sólo si el valor paterno de una unidad de su tiempo excede el valor de sólo estudiar, i.e.,

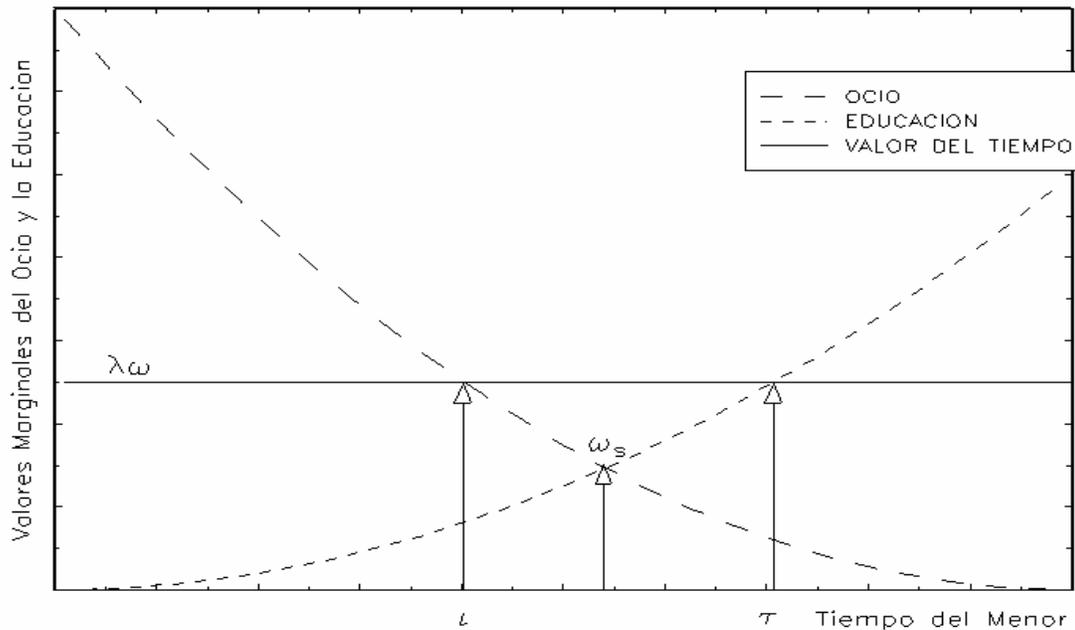


Figura 1: La asignación del tiempo de un niño varón

Notacion:

- $\lambda\omega$: Valuación de los padres del tiempo de una unidad de tiempo del niño
- ω_s : Valor sombra de la educacion
- l : Tiempo óptimo para ocio (medido de izquierda a derecha)
- τ : Tiempo óptimo para educacion (medido de derecha a izquierda)

si $\lambda\omega > \omega_s$. En el caso mostrado en la Figura 1, la decisión óptima para el niño es participar en el mercado laboral y, al mismo tiempo, asistir a la escuela. La oferta de trabajo esta dada por $h = T - l - \tau$, que representa la dotación del tiempo del niño neta del tiempo dedicado a ocio y educación.

El modelo anterior identifica condiciones económicas que explican porque un niño puede dedicarse exclusivamente a educarse o trabajar o combinar el trabajar y el educarse. No abundaremos

en la descripción de estos casos debido a que el objetivo de este estudio es el análisis de las decisiones de que un niño trabaje o solamente estudie, es decir en la comparación de $\lambda\omega$ y ω_s .

El modelo puede generalizarse para considerar diferentes tipos de trabajo, como trabajar en el mercado laboral (por un salario) o trabajar en empresas familiares, como por ejemplo en producción agrícola. Es útil para modelar la elección de actividad principal entre los varones. Sin embargo, para analizar el caso de las mujeres hay que considerar que éstas son más propensas que los varones a participar en las actividades del hogar como actividad principal. Para el análisis de la asignación del tiempo de una niña, se da por sentado que las actividades del hogar pueden representarse mediante una función de producción de bienes domésticos (alimentos, limpieza, cuidado de niños, etcétera).

Es necesario analizar separadamente la distribución del tiempo de las mujeres y varones cuando, como en el caso de México y de acuerdo a la ENIGH, los varones prácticamente no reportan las actividades domésticas como actividad principal. La elección óptima del tiempo de una niña entre ocio, educación, participación en la fuerza laboral o en actividades del hogar involucra comparaciones con un tercer valor sombra. Este valor sombra es determinado por la productividad marginal del tiempo de la niña en la producción doméstica. Representando este valor sombra por ω_h , el criterio analítico que modela la elección de estudiar exclusivamente ante la alternativa de trabajar en la fuerza laboral o en las actividades domésticas consiste en comparar $\lambda\omega$, por un lado con ω_s y ω_h , por el otro.

Los estudios econométricos de la asignación del tiempo de los niños se caracterizan por el uso de micro datos de encuestas de hogares, generalmente, de corte transversal. Generalmente los estudios son dicotómicos (Abler y Rodríguez, 1998; Binder, 1997; Binder y Scrogin, 1999; Jacoby, 1994;

Patrinos y Psacharopoulos, 1997; Psacharopoulos, 1997). Los modelos binarios de participación laboral para los varones estiman los parámetros involucrados en la verosimilitud del evento: $\lambda\omega = \max(\lambda\omega, \omega_s)$. En el caso de las mujeres, se estima la probabilidad del evento: $\lambda\omega = \max(\lambda\omega, \omega_s, \omega_h)$. Para los varones, esos modelos son adecuados y su interpretación es directa. Sin embargo, para las niñas debe tenerse precaución con la estimación de variables que afectan simultáneamente varias tasas salariales no observables

Los datos individuales usados en las estimaciones econométricas tienen parte o todas las coordenadas de $z = (z_i, z_b, z_c)$, donde z_i, z_b , y z_c son vectores que representan características del menor, del hogar, y variables contextuales o de la comunidad, respectivamente (Jacoby, 1994; Skyt Nielsen, 1998). Las variables de la comunidad incluyen proxies para medir la disponibilidad de escuelas y carreteras, la calidad de la educación, el área geográfica y otras variables que representan la estructura económica de la comunidad.

El modelo empírico

Las definiciones de las variables explicativas utilizadas se muestran en el Cuadro 1. Se incluyen la edad y educación del niño debido a que estas dos variables determinan su costo de oportunidad e indican su aprovechamiento escolar y su ingreso a tiempo al sistema escolar. El coeficiente correspondiente a la edad es negativo porque a mayor edad, mayor será la tasa salarial y menor la eficiencia educativa. La edad del niño y la probabilidad de trabajar están correlacionadas positivamente. El coeficiente correspondiente a la educación representa la suma de dos efectos de signo opuesto. Por un lado, a mayor educación mayor será la eficiencia en los estudios y menor será el rezago

Cuarto Congreso Nacional de Estudios del trabajo

Cuadro 1: Definición de variables

Variable	Definición
d_j	Variable igual a uno si el año j es igual a 1984, ..., 2000; y, 0 en caso contrario.
Edad	Edad del menor en años.
Edu	Años completos de educación del niño/a
Daglome	Número de hermanos/as cuyas edades difieren en uno de la edad del menor.
dhijo/a	Variable igual a uno si el menor es un hijo/a del jefe del hogar; 0 en otro caso.
n_5	Número de niños/as de 5 años o menos en el hogar
n_{6-11}	Número de niños/as de 6 a 11 años en el hogar.
n_{18v}	Número de varones de 18 años o más (excluyendo al jefe y a la esposa).
n_{18m}	Número de mujeres de 18 años o más (excluyendo al jefe y a la esposa).
jedu	Años completos de educación del jefe.
jedad	Edad del jefe en años.
djsexo	Sexo del jefe : 1 si es varón, 0 en caso contrario.
djtrab	Variable discreta igual a uno si el jefe del hogar no se encuentra trabajando.
dausente	Variable discreta igual a uno si el jefe del hogar es reportado ausente del hogar.
djauto	Variable discreta igual a uno si el jefe del hogar trabaja pero no es asalariado.
dsolo1p	Variable discreta igual a uno si solo el jefe del hogar o la esposa está presente.
dq_i	Quintil de ingreso al que pertenece el ingreso real del hogar neto de las aportaciones del niño/a. El índice j va de 1 a 5. La variable es igual a 1 si el ingreso real neto de la familia pertenece al quintil j de la distribución del ingreso neto de 1984. En caso contrario el valor es 0.
dn_esc	Variable discreta igual a 1 si el cuestionario de la ENIGH fue aplicado en el periodo de vacaciones escolares; es 0 en caso contrario.
dk	Variable discreta igual a 1 si la familia reporta ganancias de empresas familiares; 0 en caso contrario .
dnorte	Variable dummy igual a uno si la residencia del menor es en cualquiera de los estados de Coahuila, Chihuahua, Durango, Nuevo León, San Luis Potosí, Tamaulipas y Zacatecas.
dpnorte	Variable dummy igual a uno si la residencia del menor es en cualquiera de los estados de Baja California, Baja California Sur, Nayarit, Sinaloa y Sonora.
dcentro	Variable dummy igual a uno si la residencia del menor es en cualquiera de los estados de Aguascalientes, Distrito Federal, Guanajuato, Hidalgo, Jalisco, Michoacán, Morelos, Puebla, Querétaro y Tlaxcala. Variable omitida.
dgolfo	Variable dummy igual a uno si la residencia del menor es en cualquiera de los estados de Campeche, Quintana Roo, Tabasco, Veracruz y Yucatán.
dsur	Variable dummy igual a uno si la residencia del menor es en cualquiera de los estados de Colima, Guerrero, Oaxaca y Chiapas.

educativo, por ende, menor será la probabilidad de que el niño trabaje. Por otro lado, a mayor educación, mayor será su tasa salarial y, de este modo, mayor la probabilidad de que el niño trabaje. La mayoría de los estudios reporta que el primer efecto domina.

El parentesco del niño con el jefe del hogar se representa por una variable categórica 0-1. Es previsible que el jefe prefiere mayormente que sus hijos/as estudien en lugar que otros parientes. Para representar la competencia entre hermanos por los recursos familiares incluimos el número de hermanos con edades próximas, menos de 2 años, a la del niño. Entre mayor es el número de hermanos que compiten con un niño, menor será la cantidad de recursos familiares que reciba éste y, por tanto, menor será la probabilidad de que el niño solo estudie.

La estructura y composición de la familia esta representada por cuatro variables: el número de niños de 0 a 5 años; el número de hermanos o parientes de 6 a 11 años; el número de hombres y mujeres de 18 años y mayores exceptuando al jefe de familia o a su pareja. Debido a que los niños de 11 años y menos, generalmente son dependientes, entre mayor sea su número mayor será la probabilidad de que los niños de mayor edad trabajen en la fuerza laboral o en los quehaceres domésticos. Especialmente, a mayor número de niños de 0 a 5 años, mayor será la cantidad de tiempo que las familias les dedican puesto que estos requieren mayores atenciones. En esas circunstancias, las niñas son las mayormente afectadas por el sesgo, en contra de ellas, en la distribución intra-familiar de las tareas domésticas.

El signo del coeficiente del número de adultos es resultado de la suma de dos efectos. Por un lado, entre mayor es el número de adultos varones y mujeres, mayor será la riqueza potencial de las familias y, así, menor será la probabilidad de que el niño o niña trabaje en la fuerza laboral. Por otro lado, en el caso de un mayor número de mujeres, menor será la demanda de trabajo doméstico para las niñas y, por ello, mayor la probabilidad de que ella asista a la escuela; en el caso de un mayor número de varones, la demanda de trabajo doméstico aumenta para las niñas disminuyendo así la verosimilitud de que realice labores domésticas. Que efecto predomine es un hecho empírico.

La riqueza actual y potencial del jefe de la unidad familiar se representan por su sexo, su edad, su educación y su condición laboral. Debido a que las mujeres perciben menores ingresos que sus pares varones, los niños en hogares liderados por mujeres serán más susceptibles de trabajar en la fuerza laboral o en los quehaceres domésticos. Ya que el perfil de ingresos en el ciclo vital es una curva cóncava, primero creciente con la edad hasta una edad crítica y posteriormente decreciente, el signo y la magnitud del efecto de la edad del jefe en la probabilidad de que el niño trabaje dependerán de la distribución empírica de edades de los jefes de los hogares. La educación del jefe del hogar deprime el valor económico del menor por dos efectos: uno, jefes con mayor educación cuentan con niveles superiores de riqueza a lo largo de su ciclo de vida. Dos, la educación del padre es capital humano que puede hacer que aumente la productividad marginal de la educación del menor. Finalmente, variaciones no esperadas en la situación de empleo del jefe de la familia pueden motivar que los niños trabajen: si el padre está desempleado, es mayormente probable que el niño trabaje.

Se incluyen variables discretas que dan cuenta de la presencia de ambos jefes en el hogar o de hogares liderados por una sola persona. En las zonas rurales, la ausencia del padre puede deberse a su migración y, por ende, a la existencia de remesas monetarias. Cuando estas existen, la necesidad de enviar a los hijos a trabajar disminuye. En contraste, hogares liderados por una sola persona pueden estar más asociados con jefes divorciados, viudos o jefas de hogar. Es muy probable que en este tipo de hogares los niños sean forzados a trabajar a edades más tempranas.

Para representar la demanda de trabajo infantil por parte del hogar, incluimos dos variables discretas. La primera indica si el jefe de la unidad trabaja como auto-empleado. La segunda indica si la unidad familiar funciona como una unidad productora de bienes o servicios. En el primer caso, el jefe movilizara sus recursos familiares, particularmente de los niños, para ampliar su potencial de

ingresos. En el segundo caso, es probable que el jefe del hogar prefiera los servicios laborales de miembros de la familia que los de trabajadores contratados debido a su bajo costo directo, reducidos costos transaccionales y las restricciones crediticias enfrentadas por la mayoría de esos hogares.

Para explorar la hipótesis de que la pobreza es uno de los determinantes más importantes del trabajo infantil, incluimos cinco variables discretas 0-1 que indican el quintil del ingreso real al que pertenecen los ingresos de la familia netos de las contribuciones monetarias del niño o niña en pesos de 1984. Se utilizó la distribución de los ingresos de la familia en 1984 como referencia para todo el periodo de estudio. Podemos identificar a las familias del primer quintil como muy pobres, a las del segundo como moderadamente pobres y a las del tercer quintil como de ingresos medios. En las estimaciones se omitió la variable correspondiente al quintil más rico.

Se incluyeron variables discretas 0-1 para controlar tanto posibles estacionalidades del trabajo infantil como las variaciones y niveles de desarrollo de los mercados laborales regionales. Debido a la estacionalidad de la producción rural, es posible que el trabajo infantil aumente en las vacaciones escolares. Después de controlar por los factores de demanda familiar, es necesario incluir variables que representen la amplitud de los mercados locales de trabajo. Para ello se consideran variables discretas que indican la región donde reside el menor; la región de referencia es la parte central de México. Esta región y la parte norte de México tienen los más extensos mercados laborales y son las regiones más industrializadas y desarrolladas. Los niños en esas regiones tienen mayores oportunidades laborales asalariadas que en el resto de México. Las regiones menos desarrolladas son el Pacífico Sur y el Golfo. En ambas regiones, se concentra la pobreza; y, por añadidura, las actividades económicas se basan más en la explotación de los recursos naturales. Es de esperar que entre menos desarrollados se encuentren

los mercados de trabajo regionales, menores serán las posibilidades de que los niños trabajen por un salario.

Finalmente, se incluyen variables discretas 0-1 para representar el año al que corresponde la observación. Se omite la variable correspondiente a 1994. Estas variables capturan, con relación a 1994, el efecto calendario no considerado por otros determinantes y variables de control. Estas variables discretas captan varios efectos de periodo que pueden afectar el perfil de la riqueza, como cambios en las tasas de retorno a la educación, tasas de interés y políticas específicas que influyen en las oportunidades laborales del menor. Es probable que ellas capten en promedio, cambios en los perfiles de riqueza de los hogares en el periodo de estudio (MaCurdy, 1985). Esperamos que sus coeficientes decrezcan con el tiempo debido a que las condiciones macroeconómicas de los ochenta y de la mitad de los años noventa contrajeron de forma permanente los perfiles de riqueza de las familias. El coeficiente correspondiente a 2000 debe aumentar para los niños rurales si Progresá está teniendo éxito para desalentar el trabajo infantil o si el crecimiento acumulado de 1996 a 2000 mejoró permanentemente la riqueza de sus familias.

Resultados y discusión

El Cuadro 2 despliegan los valores medios de los datos para los niños y adolescentes por área geográfica de residencia. Con objeto de comparar fácilmente las principales diferencias entre los niños, omitimos los errores estándar de las variables. Importa destacar que las proporciones de estudiantes exclusivos en el total de los niños y adolescentes rurales son significativamente menores a la de sus pares urbanos: en promedio, 70 y 30 por ciento de los niños y adolescentes rurales, respectivamente, se dedicaron sólo a estudiar.

Cuarto Congreso Nacional de Estudios del trabajo

Cuadro 2: Media aritmética de los datos de los niños por zona de residencia, 1984-2000

	Urbanos		Rurales	
	12 a 14 años	15 a 17 años	12 a 14 años	15 a 17 años
Estudiantes	0.90	0.63	0.69	0.32
Trabajadores	0.10	0.37	0.31	0.68
d ₁₉₈₄	0.11	0.09	0.05	0.06
d ₁₉₈₉	0.21	0.21	0.13	0.16
d ₁₉₉₂	0.13	0.14	0.17	0.15
d ₁₉₉₄	0.16	0.15	0.20	0.18
d ₁₉₉₆	0.16	0.18	0.19	0.20
d ₁₉₉₈	0.12	0.12	0.14	0.13
d ₂₀₀₀	0.10	0.10	0.12	0.12
Edad	13.00	16.01	12.97	15.98
Edu	6.12	8.36	5.16	6.67
Daglome	0.16	0.19	0.18	0.18
Dhijo	0.93	0.93	0.93	0.95
n ₅	0.49	0.39	0.81	0.68
n _{6_11}	0.96	0.75	1.35	1.18
n _{18h}	0.43	0.61	0.45	0.60
n _{18m}	0.46	0.60	0.44	0.54
Jedu	6.80	6.46	3.40	3.19
Jedad	43.62	45.76	44.84	47.17
Djsexo	0.85	0.84	0.86	0.86
Djtrab	0.91	0.90	0.92	0.92
Dausente	0.02	0.02	0.05	0.04
Djautoe	0.28	0.28	0.48	0.49
Dsolo1p	0.17	0.19	0.16	0.16
Dk	0.37	0.39	0.66	0.66
dq ₁	0.08	0.11	0.36	0.38
dq ₂	0.14	0.13	0.24	0.21
dq ₃	0.17	0.18	0.19	0.18
dq ₄	0.25	0.24	0.11	0.14
dq ₅	0.36	0.35	0.11	0.10
dn_esc	0.38	0.39	0.38	0.37
Dnorth	0.20	0.20	0.14	0.15
Dnorthp	0.10	0.09	0.06	0.07
Dcenter	0.55	0.57	0.42	0.40
Dgulf	0.09	0.09	0.16	0.17
Dsouthp	0.06	0.05	0.21	0.20

Fuente: cálculos propios de las ENIGH de 1984 a 2000.

Entre sus pares urbanos esas cifras fueron 90 y 60 por ciento, respectivamente. Concluimos que el trabajo infantil es un fenómeno mayoritariamente rural.

Los niños urbanos son más educados que los rurales: los urbanos, en promedio, tienen la primaria completa; los rurales se encuentran rezagados un año de educación respecto a estos. El rezago educativo aumenta con la edad. Los adolescentes rurales de 15 a 17 años cuentan con casi dos años menos de educación que sus similares urbanos.

Otras variables que difieren importantemente entre los niños rurales y urbanos son las que dan cuenta de la riqueza potencial de las familias y de la demanda de trabajo familiar: los jefes de hogares urbanos cuentan, en promedio, con primaria completa mientras que los rurales apenas con la mitad de esta. Los datos indican que la mayor proporción de los hogares más pobres se encuentra en las zonas rurales y, en el periodo de estudio, la pobreza tendió a aumentar. Como puede observarse más del 35 por ciento de los hogares de los niños rurales pertenecen al primer quintil de ingresos comparados con el 9 por ciento de los hogares urbanos. La situación se invierte para los hogares en el quintil más rico que incluye a 10 por ciento de las familias rurales pero a 36 por ciento de las urbanas. Finalmente, la demanda de trabajo familiar es mayor entre los niños y adolescentes rurales: 48 y 66 por ciento de los niños rurales residen en hogares donde el padre es auto-empleado o donde la unidad familiar es también una unidad productiva, respectivamente. Entre los niños y adolescentes urbanos, 28 por ciento de ellos vive con un jefe auto-empleado mientras que 38 por ciento del total de ellos reside en hogares que son también unidades económicas.

Utilizamos las rutinas para estimación logística y evaluación de ejercicios de estática comparada para datos provenientes de encuestas complejas del programa Stata 7.0 (StataCorp, 2001). Los modelos logísticos son altamente significativas y no pueden rechazarse a niveles de 1 por ciento o

menos. Por razones de espacio, no reportamos esas estimaciones y pueden ser solicitadas a los autores. En lugar de ello, discutimos los cambios en la probabilidad de que un niño típico se dedique solamente a estudiar cuando se modifica uno a uno el valor promedio de cada variable. Si los datos son continuos, la modificación consiste en aumentar el valor promedio de la variable en una unidad; cuando la variable es del tipo 0-1, el cambio consiste en modificar su valor de 0 a 1. Solamente discutiremos los cambios en la probabilidad que son significativos a un nivel estadístico del 5 por ciento o menos (véase el Cuadro 3).

Discutimos primero el caso de los niños y adolescentes urbanos. Para los niños los factores más importantes asociados positivamente con la probabilidad de que ellos trabajen son la pobreza extrema y moderada, la edad y la demanda de trabajo familiar por parte de hogares que son unidades económicas. Es importante destacar que las condiciones macroeconómicas y otros efectos calendario no alteran esa probabilidad. Entre los adolescentes, los factores más importantes asociados a su participación laboral son la situación de pobreza extrema o moderada o si la familia es de ingresos medios. Le siguen en importancia la edad, la educación, el parentesco y la demanda de trabajo familiar. Los efectos de calendario son también muy importantes y pueden resumirse diciendo que el pasado fue mejor y que en 2000, después de años de crecimiento económico, la situación empeoró para los adolescentes urbanos.

Entre los niños rurales, los factores más importantes que aumentan la probabilidad de que el niño trabaje son la edad, la situación de pobreza extrema, la demanda de trabajo familiar, las vacaciones escolares y el parentesco. Factores que desalientan el trabajo infantil rural son la delgadez del mercado regional en el Sur del país, la ausencia del jefe y la educación del niño. Entre los adolescentes, los factores que influyen en que estos

Cuarto Congreso Nacional de Estudios del trabajo

Cuadro 3: Cambios en la probabilidad de que un varón sea estudiante exclusivo, 1984-2000

	Niños urbanos		Niños rurales	
	12-14	15-17	12-14	15-17
d1984	2.52	18.39 ⁽³⁾	16.31 ⁽³⁾	21.11 ⁽³⁾
d1989	2.21	7.36 ⁽¹⁾	10.14 ⁽³⁾	3.14
d1992	0.92	0.65	8.69	-0.47
d1996	-0.47	5.67	-0.35	-4.88
d1998	-2.87	-1.70	2.10	-5.48
d2000	0.71	-14.04 ⁽³⁾	1.81	-7.34 ⁽³⁾
Edad	-4.37 ⁽³⁾	-17.78 ⁽³⁾	-14.17 ⁽³⁾	-17.12 ⁽³⁾
Edu	1.24 ⁽³⁾	7.94 ⁽³⁾	3.96 ⁽³⁾	8.10 ⁽³⁾
Daglome	-1.38	-1.51	-1.24	1.16
Dhijo	2.80	9.82 ⁽²⁾	-6.67 ⁽³⁾	-4.57 ⁽¹⁾
n5	0.16	-3.65 ⁽²⁾	-1.49	-1.18
n6_11	-0.59	-1.29	-3.16 ⁽³⁾	-1.96 ⁽³⁾
n18m	0.35	-0.78	1.03	-0.60
n18f	1.07 ⁽¹⁾	1.98	2.42	-1.92
Hedu	0.45 ⁽¹⁾	2.36 ⁽³⁾	1.27	2.02 ⁽³⁾
Hedad	0.02	0.20	-0.01	0.34 ⁽³⁾
Djsexo	-2.26	8.62	-9.29	-13.54
Djtrab	-0.04	-6.50	-1.22	1.85
Dausente	0.49	-9.30	7.10 ⁽³⁾	6.47
Djautoe	-1.37	-5.39	-8.63 ⁽³⁾	-5.64 ⁽²⁾
dsolo1p	-5.64	-0.06	-17.91	-15.77 ⁽³⁾
Dk	-4.53 ⁽³⁾	-7.38 ⁽³⁾	-8.21 ⁽³⁾	-6.05 ⁽¹⁾
dq1	-10.77 ⁽²⁾	-50.61 ⁽³⁾	-8.94 ⁽¹⁾	-12.12 ⁽³⁾
dq2	-4.48 ⁽¹⁾	-30.87 ⁽³⁾	-4.42	-3.99
dq3	0.43	-10.67 ⁽³⁾	-0.43	1.10
dq4	1.85	-5.54	0.23	4.53
dn_esc	-1.32	-3.19	-8.21 ⁽³⁾	-4.72 ⁽²⁾
Dnorth	-0.74	-6.09 ⁽¹⁾	1.09	-4.29
Dnorthp	2.26 ⁽³⁾	-7.51	3.94	-0.17
Dgulf	1.78	6.33	10.25 ⁽³⁾	10.90 ⁽³⁾
Dsouthp	0.54	16.30 ⁽³⁾	2.49	10.50 ⁽³⁾
Observaciones	5935	5616	6468	5275
Probabilidad en la media	0.95	0.66	0.74	0.24

Fuente: cálculos propios.

Notas: Los exponentes 1, 2 y 3 indican que las modificaciones en la probabilidad son significativamente diferentes de cero al 5, 2.5 y 1 por ciento respectivamente.

trabajen son muy semejantes a los descritos para los niños pero la magnitud de los efectos de algunos factores son mayores que en el caso de los niños. Importan destacar que las condiciones generales que vivieron los niños en 1984 y 1989 fueron más favorables para que ellos no trabajaran; esta situación se deterioró posteriormente y no mejoró ni con la intervención de Progresá. Para los adolescentes las condiciones generales en 1984 fueron mejores que hasta antes de 2000; en este año, su situación empeoró.

Los Cuadros 4 y 5 muestran los valores promedio para los datos de las niñas y el cambio en la probabilidad cuando se modifican uno a uno los valores de las variables de la niña típica. Obsérvese que la proporción de estudiantes exclusivos entre las niñas es semejante a la de sus pares varones. Esto significa que la suma de las proporciones de niñas que trabajan en la fuerza laboral y en actividades doméstica es similar a la proporción de los varones en la fuerza laboral. No consideramos necesario discutir las magnitudes y características de los datos promedio de las niñas debido a que estas cifras son similares a las de los varones.

Los factores más importantes asociados negativamente a la dedicación exclusiva de una niña urbana a los estudios son: la pobreza extrema, su edad y la demanda de trabajo familiar. Los factores positivos son: el parentesco directo con el jefe del hogar, su educación y, en menor medida, el insuficiente desarrollo de algunos mercados regionales de trabajo así como algunas variables demográficas. Para las niñas urbanas, los efectos de las condiciones generales de la economía, no parecen influir en la asignación del tiempo de las niñas de 1984 a 1996 y en 2000. Para las adolescentes urbanas, los factores más importantes asociados negativamente con que la adolescente sea estudiante de tiempo completo son: la situación de pobreza extrema, moderada o de ingresos medios, la edad de

Cuarto Congreso Nacional de Estudios del trabajo

Cuadro 4: Media aritmética de los datos de las niñas por zona de residencia, 1984-2000

	Urbanos		Rurales	
	12 a 14 años	15 a 17 años	12 a 14 años	15 a 17 años
estudiantes	0.88	0.64	0.68	0.34
trabajadores	0.04	0.18	0.10	0.24
quehaceres domésticos	0.07	0.18	0.22	0.42
1984	0.09	0.08	0.06	0.05
d1989	0.20	0.21	0.15	0.14
d1992	0.13	0.14	0.15	0.17
d1994	0.16	0.16	0.18	0.20
d1996	0.18	0.17	0.19	0.19
d1998	0.12	0.13	0.15	0.13
d2000	0.11	0.11	0.12	0.12
Edad	12.98	16.01	12.93	15.96
Edu	6.28	8.61	5.25	6.76
Daglome	0.16	0.19	0.18	0.19
Dhijo	0.94	0.90	0.92	0.89
n5	0.51	0.43	0.82	0.72
n6_11	1.00	0.72	1.40	1.09
n18m	0.43	0.64	0.47	0.66
n18f	0.45	0.60	0.44	0.56
Hedu	6.64	6.61	3.36	3.31
Hedad	43.02	45.53	44.51	47.13
Djsexo	0.85	0.82	0.84	0.85
Djtrab	0.92	0.89	0.92	0.91
Dausente	0.02	0.02	0.05	0.05
Djautoe	0.28	0.26	0.47	0.49
Dsolo1p	0.17	0.20	0.17	0.18
Dk	0.38	0.36	0.66	0.65
dq1	0.07	0.07	0.35	0.31
dq2	0.14	0.12	0.24	0.24
dq3	0.21	0.19	0.19	0.19
dq4	0.24	0.25	0.12	0.14
dq5	0.34	0.37	0.10	0.13
dn_esc	0.38	0.39	0.35	0.35
Dnorth	0.18	0.19	0.14	0.14
Dnorthp	0.08	0.09	0.07	0.07
Dcenter	0.58	0.58	0.42	0.44
Dgulf	0.09	0.08	0.16	0.17
Dsouthp	0.06	0.05	0.21	0.19

Fuente: cálculos propios de las ENIGH de 1984 a 2000.

Cuadro 5: Cambios en la probabilidad de que una niña sea estudiante exclusivo, 1984-2000

	Niñas urbanas		Niñas rurales	
	12-14	15-17	12-14	15-17
d1984*	-0.42	14.16 ⁽³⁾	15.37 ⁽³⁾	32.50 ⁽³⁾
d1989*	-0.37	9.90 ⁽³⁾	0.17	8.05 ⁽¹⁾
d1992*	-1.92	0.00	0.58	2.76
d1996*	-3.77	2.52	-6.30 ⁽¹⁾	-1.25
d1998*	-7.84 ⁽³⁾	-6.17	-4.32	0.64
d2000*	-2.65	-6.32	7.91 ⁽¹⁾	4.83
Edad	-7.24 ⁽³⁾	-17.60 ⁽³⁾	-16.27 ⁽³⁾	-15.11 ⁽³⁾
Edu	2.13 ⁽³⁾	11.41 ⁽³⁾	5.47 ⁽³⁾	9.31 ⁽³⁾
daglome*	-0.33	-2.27	-1.55	-3.54
Dhija*	4.75 ⁽¹⁾	19.95 ⁽³⁾	-4.64	6.29 ⁽²⁾
n5	-0.64	-3.19 ⁽¹⁾	-1.99 ⁽¹⁾	-2.78 ⁽²⁾
n6_11	-0.55	-0.04	-1.32	0.57
n18m	-1.05 ⁽¹⁾	-3.00 ⁽¹⁾	-0.15	-2.51
n18f	1.99 ⁽³⁾	2.33	1.80	2.29
Hedu	0.83 ⁽³⁾	1.96 ⁽³⁾	1.68 ⁽³⁾	1.51 ⁽³⁾
Hedad	0.11 ⁽¹⁾	0.39 ⁽³⁾	-0.05	-0.07
djsexo*	5.82	4.34	-3.94	7.43
djtrab*	-2.08	1.95	4.12	-5.17
dausente*	2.04	0.85	1.18	12.25
djautoe*	-0.85	9.90 ⁽³⁾	-2.93	-0.53
Dsolo1p*	1.20	0.09	-8.38	-2.33
dk*	-3.61 ⁽³⁾	-19.03 ⁽³⁾	-4.17	-5.41 ⁽¹⁾
dq1*	-10.35 ⁽³⁾	-46.32 ⁽³⁾	-5.36	-12.81 ⁽³⁾
dq2*	-2.54	-16.02 ⁽³⁾	-2.81	-11.35 ⁽³⁾
dq3*	-0.63	-12.58 ⁽³⁾	2.24	-2.22
dq4*	-0.62	-1.52	2.78	-4.74
dn_esc*	-0.38	2.13	-1.79	-4.21 ⁽¹⁾
dnorth*	-0.94	-5.53 ⁽¹⁾	0.66	-3.75
dnorthp*	2.79 ⁽³⁾	-0.69	9.28 ⁽³⁾	14.69 ⁽³⁾
Dgulf*	1.91 ⁽¹⁾	7.37 ⁽¹⁾	10.53 ⁽³⁾	15.19 ⁽³⁾
dsouthp*	0.90	12.15 ⁽³⁾	9.89 ⁽³⁾	14.13 ⁽³⁾
Observaciones	6059	5861	6330	5178
Probabilidad en la media	0.94	0.67	0.71	0.24

Fuente: cálculos propios.

Notas: Los exponentes 1, 2 y 3 indican que las modificaciones en la probabilidad son significativamente diferentes de cero al 5, 2.5 y 1 por ciento respectivamente.

la adolescente así como la demanda de trabajo familiar. Los factores positivos son el parentesco directo, su educación y la delgadez de algunos mercados regionales. Respecto a los efectos calendario, como en el caso de los adolescentes urbanos, el pasado fue mejor.

El principal factor correlacionado positivamente con el trabajo de las niñas rurales es su edad. Sorprendentemente, ni la pobreza ni la demanda de trabajo familiar influyen en fomentar la participación en la fuerza laboral o en los quehaceres domésticos de esta niñas. Los factores que desalientan el trabajo son su educación y la residencia en mercados de trabajo poco desarrollados. Es importante destacar que en 2000, las oportunidades de dedicarse a estudiar de manera exclusiva aumentaron significativamente en comparación con los años anteriores. Esta es una evidencia directa que Progresá está alterando los incentivos de las niñas rurales de modo de desalentar el trabajo doméstico y en la fuerza laboral. Entre las adolescentes rurales los factores más importantes que desalientan la dedicación exclusiva a los estudios son la edad, la pobreza extrema y moderada, la demanda de trabajo familiar y las vacaciones escolares. Los factores que fomentan la dedicación exclusiva a los estudios entre las adolescentes rurales son: la falta de oportunidades asalariadas, su educación y su parentesco directo con el jefe del hogar. No hay evidencia que Progresá modifique las oportunidades generales de ellas en 2000.

Conclusiones

Las oportunidades para que los adolescentes urbanos y los niños y adolescentes rurales se dedicasen exclusivamente a estudiar fueron más favorables en los años ochenta. En 2000, después un periodo de crecimiento económico desde 1996, esas oportunidades empeoraron para los adolescentes varones

urbanos y rurales. Como predice la teoría, variables que representan el costo de oportunidad de los niños se encuentran entre los más importantes factores que determinan su actividad económica. Para todos los subgrupos de niños, excepto las niñas rurales, la situación de pobreza de sus familias, la demanda de trabajo familiar y el parentesco con el jefe del hogar son los factores más importantes en determinar su participación en la fuerza laboral o en las actividades domésticas.

Los resultados sugieren que el énfasis de Progresá en subsidiar mayormente a las niñas para que asistan a las escuelas ha mejorado las oportunidades educativas de éstas en 2000. Ha contribuido a eliminar la brecha en asistencia escolar entre niños y niñas rurales. Para el resto de niños y adolescentes rurales, Progresá parece no haber modificado el deterioro en el ingreso potencial de los jefes del hogar. Es altamente probable que este resultado se deba a que el diseño de Progresá, basado en los años completos de educación, no anula los efectos en el corto plazo de los más importantes determinantes de la participación laboral de los niños y adolescentes en las zonas rurales del país. A saber, en el corto plazo, las acciones de Progresá no modifican, para estos grupos de niños y adolescentes, la condición de pobreza extrema y moderada de sus familias, su rezago educativo y la demanda de trabajo familiar. Parte de estos resultados coinciden con los reportados por Robles-Vasquez (2000). Una forma de aumentar los beneficios entre los niños y adolescentes rurales es que el subsidio tome en cuenta la edad del menor y no solamente sus años completos de educación.

Los resultados que aquí se presentan son de carácter preliminar y es probable que existan sesgos en la estimación de la importancia de algunos factores porque se han omitido variables (Gourieroux, 2000). Estudios posteriores incluirán la presencia y antigüedad de Progresá en la localidad de cada

Referencias

- Abler, D., J. Rodríguez, and H. Robles 1998. “The Allocation of Children’s Time in Mexico and Peru”, *Working Paper Series*, Population Research Institute. The Pennsylvania State University.
- Basu, Kaushik (1999). “Child Labor: Cause, Consequence, and Cure, with Remarks on International Standards”, *Journal of Economic Literature*. vol. XXXVII, pp. 1083-1119.
- Becker, Gary (1993). **Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis with Special Reference to Education**. Third edition, The University of Chicago Press.
- Binder, M. 1997. “Labor Force Participation and Household Work of Urban School Children In Mexico: Characteristics and Consequences”, paper presented at the 1997 meeting of the Latin American Studies Association. Mexico.
- Binder, M. and D. Scrogin 1999. “Labor Force Participation and Household Work of Urban School Children In Mexico: Characteristics and Consequences”, *Economic Development and Cultural Change*, Vol. 48, No. 1. October, pp. 123-154.
- Canagarajah, S. and H. Coulombe undated. “Child Labor and Schooling in Ghana”, unpublished background paper of the World Bank Economic and Sector Work (ESW) on *Ghana: Labor Markets and Poverty*.
- Gourieroux, Ch. 2000. *Econometrics of Qualitative Dependent Variables*. Cambridge University Press.
- Grootaert, C. and R. Kanbur 1995. “Child Labour: An Economic Perspective”, *International Labour Review*. Vol. 134. No. 2, pp. 187-203.
- Jacoby, H. 1994. “Borrowing Constraints and Progress Trough School: Evidence From Peru”, *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 76, pp. 151-160.
- Levison, D., K. Moe, and F. Knaul, F. 1999. “Youth Education and Work in Mexico”, unpublished paper. Humphrey Institute of Public Affairs of the University of Minnesota, Department of Economics of the Macalaster College, and Division de Economia del Centro de Investigacion y Docencias Economicas.

- Levy, V. 1985. "Cropping Pattern, Mechanization, Child Labor, and Fertility behavior in a Farming Economy: Rural Egypt", *Economic Development and Rural Change*, pp. 777-91.
- MaCurdy, T. E. 1985. "Interpreting empirical models of labor supply in an intertemporal framework with uncertainty" in *Longitudinal Analysis of Labor Market Data*. Heckman, J. and B. Singer, eds. New York: Cambridge University Press.
- Mergos, G. 1992. "The Economic Contribution of Children in Peasant Agriculture and the Effect of Education: Evidence from the Philippines", *The Pakistan Development Review*, Vol. 31, N. 2, Summer, pp. 189-201.
- Patrinos, H. and G. Psacharopoulos 1997. "Family size, schooling and child labor in Peru –An empirical analysis", *Population Economics*, Vol. 10, pp.387-405.
- Progesa (2002), "Información de cobertura de atención", disponible en: www.progesa.gob.mx.
- _____ (2001). Programa de Educación. Salud y Alimentación. Secretaria de Desarrollo Social. México.
- _____ (1997). "Programa de Educación. Salud y Alimentación", unpublished paper, versión de Junio de 1997.
- Psacharopoulos, G. 1997. "Child labor versus educational attainment: Some Evidence From Latin America", *Journal of population Economics*, Vol. 10, Issue 4, pp. 377-98.
- Robles-Vásquez, Héctor (2000), A Microeconomic Analysis of Child Labor Force Participation and Education: The Case of México, 1984-1996, Ph.D. Dissertation, Agricultural Economics/ Demography, The Pennsylvania State University.
- _____ y D., Abler (2002). 'Perfil laboral y educativo de los niños en México, 1984-2000'. Papeles de Población No. 33, julio-septiembre, 2002.
- Rosenzweig, M. and R. Evenson 1997. "Fertility, Schooling, and the Economic Contribution of Children in Rural India: An Econometric Analysis", *Econometrica*, Vol. 45, N. 5, July, pp. 1065-79.
- Skyt Nielsen, H. 1998. "Low Demand for Primary Education: Traditions or Economic Incentives?", *Working Paper 98-05*. Centre for Labour Market and Social Research. University of Aarhus. Denmark.
- StataCorp, 2001. *Stata Statistical Software: Release 7.0*. College Station, TX. Stata Corporation