

ASISTENCIA ESCOLAR Y PADRES CON CAPACIDADES DIFERENTES

Dr. Kristiano Raccanello

Investigador y profesor de tiempo completo. México

Dr. León Garduño Estrada

Investigador y profesor de tiempo completo. México

Lic. Andrea Herrera Escalante

Asistente de investigación. México

Lic. Gabriel Uribe Cruz

Jefe de Departamento de Desarrollo de Proyectos de Vinculación - Programa de Desarrollo Humano Oportunidades.
México

RESUMEN

La deserción escolar se agudiza en presencia de problemas socioeconómicos y perjudica a los jóvenes limitando sus conocimientos y desarrollo futuro. La literatura ha investigado la asistencia escolar así como las dificultades que enfrentan niños con capacidades diferentes, pero todavía no ha considerado si ésta se ve afectada cuando algunos de los padres presentan tales limitaciones. En este estudio se analiza esta problemática con base en una muestra de 598 jóvenes entre 14 y 17 años de edad del municipio de San Andrés Cholula (México). Las estimaciones del modelo probit con variables instrumentales enfatizan la importancia de la figura materna debido a que la deserción tiene una mayor probabilidad de manifestarse si la madre tiene capacidades diferentes o cuando presenta bajos niveles de escolaridad. No obstante, los jóvenes que residen en los hogares en los cuales la madre es jefa de familia, tienden a mostrar una mayor asistencia escolar.

Palabras clave: *Asistencia escolar; Padres con capacidades diferentes; México.*

Correspondencia:

Kristiano Raccanello (kristiano.raccanello@udlap.mx ó raccanellok@yahoo.com)

León Garduño Estrada (leon.garduno@udlap.mx)

Andrea Herrera Escalante (andrea.herrera@insp.mx)

Gabriel Uribe Cruz (gabriel.uribe@oportunidades.gob.mx)

SCHOOL ATTENDANCE AND PARENTAL DISABILITY

ABSTRACT

Socio economic problems exacerbate school drop-out that harms youths by limiting their knowledge and future development. Scholars have investigated both the variables linked to school attendance and the problems faced by impaired children. However, it has not yet been considered whether school attendance is harmed when parents are impaired. In order to partially fill this gap, we test the hypothesis that parental disability increases school drop-out through a sample of 598 youths between 14 and 17 years old in the municipality of San Andrés Cholula (Mexico). The instrumental variables probit model estimates emphasize the importance of the mother's role, because when she is impaired or has a low level of schooling, a drop in children assistance is more likely to occur. However, children living in a mother-headed household show higher school attendance.

Key words: School attendance; Parental disability; Mexico.

INTRODUCCIÓN

La importancia de la educación se refleja en una mejor calidad de vida (Ross & Van Willigen, 1997). En este sentido, la comunidad internacional a través de los Objetivos de Desarrollo del Milenio, ha suscrito el compromiso de que todos los niños puedan terminar la primaria para el 2015 (Inter-American Development Bank [IDB], 2004). A pesar de lo anterior, en México la deserción escolar representa un problema serio: en el año 2006 sólo el 95.8% de los niños de entre 6 y 14 años asistía a la escuela, porcentaje que se reduce al 65.9% para los jóvenes entre 15 y 17 años de edad (Instituto Nacional para la Evaluación de la Educación [INEE], 2008c). Asimismo, entre los países miembros de la Organización para la Cooperación Económica y el Desarrollo [OECD], México es el que presenta los resultados más bajos en logro educativo en las áreas de matemáticas, lectura, y ciencias (OECD, 2004, 2006). Para este país, los diferentes estudios llevados a cabo por el INEE (2003, 2004a, 2004b, 2004c, 2005, 2006, 2008a, 2008b, y 2008c), muestran el pobre rendimiento escolar en el nivel de educación básica. No obstante que el INEE concluye que la educación en México está avanzando (INEE, 2008c), el ritmo con que lo hace es sumamente lento.

La literatura sobre el tema de la deserción escolar ha analizado extensamente las determinantes internas y más recientemente también las externas al hogar. En torno a las discapacidades, se ha analizado cuando éstas afectan a los niños (Filmer, 2008). Asimismo, existe evidencia desarrollada en otros países que analiza la relación entre la discapacidad de alguno de los padres y los hijos, quienes tienden a hacerse cargo de los progenitores (Aldridge & Becker, 1999; Olsen & Clarke, 2003). No obstante, a nuestro saber, aún cuando la deserción escolar representa un importante reto para las autoridades educativas, ningún estudio en México ni en otros países, ha analizado si la presencia de padres con capacidades diferentes se asocia con el rendimiento o la deserción escolar de los hijos.

El objetivo de esta investigación es cerrar parcialmente esta brecha abordando la problemática de la deserción escolar, enfocándose en la probabilidad de asistencia de los jóvenes entre 14 y 17 años en presencia de padres con capacidades diferentes. El análisis se realiza a través de un modelo probit con variables instrumentales aplicado a una muestra de 598 jóvenes de edad entre los 14 y 17 años levantada en el municipio de San Andrés Cholula, Puebla (México), entre febrero y abril del 2008.

REVISIÓN DE LA LITERATURA

La inasistencia, por parte de los estudiantes se asocia de forma natural con el rezago educativo, el cual, a su vez, es un precursor del fracaso escolar (Domínguez, 2005; Sáez, 2005). Se habla de fracaso escolar cuando la decisión de abandonar la escuela está ligada a factores académicos (reprobación) mientras que la deserción indica el abandono de la escuela por razones ajenas al ámbito escolar (Yuren, de la Cruz, Cruz, Araújo-Olivera, & Estrada, 2005).

Deserción escolar

La deserción escolar es el resultado de un proceso en el que se sobrepasa el umbral de retención (Astone & McLanahan, 1991) y está relacionada con un bajo nivel socioeconómico del hogar, el desempeño de actividades laborales, la migración, los problemas de salud, los costos directos e indirectos de asistir y con la percepción de una baja calidad educativa (Espíndola & León, 2002; Morrisson, 2002; Yuren et al., 2005). Asimismo, diferentes investigaciones muestran que la deserción escolar está directamente relacionada con el grado de marginación de las escuelas y localidades. Según Bordieu y Passeron (1970), la supervivencia y el logro académico están fuertemente condicionados por factores estructurales. De tal manera, los que viven y estudian en ambientes económicamente desfavorecidos, obtendrán puntuaciones más bajas que aquellos que se encuentran en mejores condiciones, resultados que han sido evidenciados en los diferentes estudios llevados a cabo por el INEE ya mencionados.

Factores internos y externos

Los factores asociados con la deserción pueden categorizarse en *internos* (aquellos que pueden ser imputables a los estudiantes o a sus hogares) y *externos* (que conciernen a las escuelas). Los primeros han sido investigados con una mayor profundidad, y desde hace varias décadas el análisis de deserción escolar ha incorporado variables ligadas a la estructura familiar. Para ello, se han analizado de forma extensiva los efectos sobre la deserción de acuerdo a la composición de los hogares así como si el padre es ausente o la madre desempeña actividades laborales [véase Milne, Myers, Rosenthal, & Ginsburg (1986) para una revisión de la literatura]. La evidencia proporcionada por estudios multigeneracionales apunta hacia menores logros escolares de los jóvenes si los padres no están casados, pero los efectos están también en función de factores asociados a la esfera económica, el comportamiento de los padres y aspectos escolares, entre otros (DeLeire & Kalil, 2002). En este sentido, Bulanda y Manning (2008) encuentran

evidencia de que los hijos que no nacieron en hogares cuyos padres biológicos están casados, presentan menores logros escolares. Por otro lado, aún cuando parece existir coincidencia en cuanto a que los hijos de hogares monoparentales presentan menores logros escolares (McLanahan, 1985; McLanahan & Sandefur, 1994), la literatura no es unánime al respecto (Aguayo, Chapa, Rangel, Treviño, & Valero-Gil, 2007).

En relación a la composición del hogar, la presencia de niños pequeños entre los miembros del hogar se relaciona negativamente con la asistencia de las niñas a la escuela posiblemente por cumplir con la función de niñeras (Parker & Pederzini, 2001). Asimismo, la asistencia escolar en la primaria se relaciona con los niveles de educación de los padres, el ingreso del hogar y el género de los hermanos (Raccanello, Garduño, & Damián, 2009).

Un bajo nivel de ingresos en el hogar parece ser el factor que impulsa la participación de los menores en actividades laborales (Basu, 1999), a la vez que tienden a trabajar con algún familiar (Edmonds & Pavcnik, 2005). Aunque hay evidencia de que el trabajo remunerado se asocia con un menor nivel de estudios (Psacharopoulos, 1997), éste no necesariamente impide que los menores asistan a la escuela (Jensen & Nielsen, 1997; Patrinos & Psacharopoulos, 1997; Ravallion & Wodon, 2000). Sin embargo, las actividades laborales, incluyendo las desempeñadas en el hogar (Levinson, Moe, & Knaul, 2001), pueden generar un retraso en los estudios y menores logros escolares que pueden extenderse en el tiempo (Orazem & Gunnarsson, 2003; Beegle, Dehejia, & Gatti, 2005; Gunnarsson, Orazem, & Sánchez, 2006).

En cuanto a los factores *externos*, se ha encontrado que la baja calidad de las escuelas puede disuadir la asistencia escolar (Jensen & Nielsen, 1997). En este sentido, Lee y Burkam (2003) señalan que mejorar la calidad de los profesores, la relación número de estudiantes/profesor y un programa de estudio bien enfocado, pueden contribuir a reducir la deserción escolar. No obstante, los factores *externos* se conjugan con los *internos* por lo cual ambos contribuyen a la explicación de la deserción escolar (Rumberger, 1995; Goldschmidt & Wang, 1999).

Considerando la presencia en el hogar de algún integrante con capacidades diferentes como un factor *interno*, la literatura se enfoca principalmente cuando este problema atañe a los niños y dificulta su asistencia (Filmer, 2008). En estos casos, la investigación muestra que los padres están sujetos a un mayor estrés (Floyd & Gallagher, 1997), y necesitan más apoyo económico y especializado para poder enfrentar los costos y las dificultades ligadas a la crianza de los hijos (Garwick, Kohrman, Wolman, & Blum, 1998). De tal manera, estos niños tienden a vivir en hogares socioeconómicamente vulnerables (Hogan, Rogers, & Msall, 2000). Cuando son los adultos que padecen estas limitaciones, la literatura se refiere principalmente a las repercusiones que éstas causan en el hogar (Kirshbaum & Olkin, 2002). En particular, se señala una menor supervisión de los hijos, los cuales se ven forzados a tomar responsabilidades que no corresponden a su edad y que se asocian con el cuidado y la atención de los adultos (Aldridge & Becker, 1999; Olsen & Clarke, 2003).

De acuerdo a los datos del XII Censo General de Población y Vivienda 2000 (Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática [INEGI], 2000), en México había casi 1.8 millones de personas que presentaban alguna limitación de tipo motriz (45.3%), visual (26%), mental y auditiva (16.1 y 15.7% respectivamente). Para este mismo año, el

estado de Puebla contribuía al total nacional de forma marginal (4.61%), mostrando un patrón similar al nacional (motriz, 43.1%; visual, 26.8%, auditiva, 17.6% y mental, 14.6%).

Hipótesis

Una situación que tanto en México como en otros países parece no haber sido considerada en la literatura relacionada con la deserción escolar, es el efecto en la asistencia escolar de los hijos de padres que presentan capacidades diferentes. Suponemos que la asistencia escolar del joven se reduce cuando uno de los padres presenta capacidades diferentes, porque al hacerse cargo del adulto se reduce el tiempo que puede dedicar a la escuela aún tomando en cuenta eventuales actividades laborales.

METODOLOGÍA

Como mencionado anteriormente, este trabajo se realizó por medio de un modelo probit con variables instrumentales alimentado por los datos levantados a través de la aplicación de un cuestionario. Este modelo permite estimar de forma consistente el cambio en la probabilidad de que la variable dependiente pase de 0 a 1 asociado a una variación en uno de los regresores, aún en presencia de un problema de endogeneidad.

Piloteo del instrumento

Con el propósito de determinar el funcionamiento de las preguntas en el cuestionario empleado, se llevó a cabo un estudio piloto. El piloteo del instrumento se realizó en la cabecera municipal de San Andrés Cholula involucrando a 50 hogares seleccionados de forma aleatoria. Como resultado de este trabajo, se ajustó la redacción de algunas preguntas para hacerlas más claras a los participantes y se agregaron algunas otras que no habían sido consideradas.

Participantes

Para la obtención de los datos utilizados en este análisis, se aplicó un cuestionario a una muestra de 400 hogares del municipio de San Andrés Cholula (Puebla) y juntas auxiliares durante los meses de febrero, marzo y abril del 2008. El muestreo fue estratificado por el número de habitantes en la cabecera y juntas auxiliares del municipio y sucesivamente se seleccionaron de forma aleatoria los hogares a los cuales se aplicó el cuestionario. En los 400 hogares, se detectaron 598 jóvenes en el rango de los 14 a los 17 años, mismos que constituyen el número de observaciones utilizadas para el análisis.

Materiales

El cuestionario estuvo integrado por 36 reactivos cerrados de opción múltiple y fue aplicado al padre o a la madre de los menores.

El instrumento permitió obtener información sobre distintas características del hogar tales como el número de miembros (adultos, adultos mayores, niños y otros integrantes), el estado civil de los padres, la localidad de residencia (cabecera municipal o junta auxiliar), el nivel de escolaridad del jefe de familia, el rango de ingresos totales del hogar. Asimismo, se preguntó sobre el tipo de vivienda en la cual residía la familia (propia, compartida, rentada o a crédito), la posesión de otros bienes inmuebles (locales comerciales, terrenos, casas/departamentos, bodegas), de medios de transporte y el rango de las deudas totales del hogar. Para poder detectar algún miembro del hogar con capacidades diferentes, el cuestionario solicitó información relacionada con el afectado y el tipo de limitación (auditiva, del habla, visual, mental, motriz u otra).

En relación a los jóvenes objeto del estudio, el cuestionario indagó en torno a sus principales actividades (trabajar, estudiar, ambas o ninguna), la participación regular en las actividades domésticas (quehaceres del hogar, cuidar niños, lavar trastes), la asistencia a la escuela (en caso de que no asistiera, cuáles eran las razones), el tipo de escuela (pública o privada) y su nivel de escolaridad. En relación a las eventuales actividades laborales del joven, se preguntó la aportación monetaria mensual promedio al hogar y el número semanal de horas trabajadas.

La información proporcionada por los entrevistados fue anotada por parte de los entrevistadores en los formatos elaborados para ello y posteriormente fue vaciada en una hoja de cálculo. Se verificó la ausencia de eventuales errores de captura e inconsistencias que pudieran haber pasado como desapercibidas al momento del levantamiento de la información. Una vez confirmada la información, se procedió a obtener la estadística descriptiva y la estimación del modelo con el paquete económico Stata versión 10.1.

RESULTADOS

Para probar la hipótesis de este trabajo se utiliza un modelo de respuesta dicotómica probit con variables instrumentales (*ivprobit*), en el cual la variable dependiente *asiste* toma valor de 1 si el joven asiste a la escuela y 0 si no lo hace.

Las variables independientes que se introducen en el modelo reflejan los factores que la literatura ha encontrado están asociadas con la deserción escolar y que toman en cuenta la situación socioeconómica y demográfica del hogar así como las características del joven.

El estado civil de los padres está representado por la variable dicotómica *casado*, que toma valor de 1 si son casados y 0 en caso contrario. Para los hogares monoparentales, la variable *monop_madre* (*monop_padre*) toma valor de 1 si el hogar está a cargo de la madre (padre), implicando que el padre (la madre) es ausente, y 0 en caso contrario. Los hogares que viven en unión libre representan la categoría base. El nivel de ingreso del hogar está representado por las variables *ing_h1500*, *ing_1501a3000* e *ing_3001a4500* que toman valor de 1 si el hogar percibe ingresos mensuales de hasta 1,500 pesos (MXN), entre 1,501 y 3,000MXN y entre 3,001 y 4,500MXN respectivamente; 0 en caso contrario (1 Euro -- □ -- = 16.24 Pesos Mexicanos -- MXN -- al momento de la encuesta). La categoría base consiste en los hogares que ganan más

de 4,500MXN. Los activos de los cuales dispone el hogar se incluyen en el modelo a través de las variables *casa_propia* y *transporte*. La primera toma valor de 1 si el hogar es dueño del inmueble (casa o departamento) en el cual reside, 0 en caso contrario; la segunda toma valor de 1 si el hogar cuenta con algún medio de transporte (auto, camioneta, moto) y 0 si no posee ninguno. La variable *deuda* toma valor de 1 si el hogar tiene alguna deuda, 0 en caso contrario, mientras que la variable dicotómica *sach* toma valor de 1 si los individuos residen en la cabecera municipal, 0 si reside en alguna junta auxiliar.

Debido a que el nivel educativo de los padres es uno de los factores que la mayoría de los estudios asocia con el nivel de escolaridad de los hijos, éste se introduce al modelo a través de la variable dicotómica *madre_se* (*padre_se*) que toma valor de 1 si la madre (el padre) no tiene educación formal, 0 en caso contrario. De forma similar, *madre_prim* (*padre_prim*) toma valor de 1 si la madre (el padre) tiene estudios de primaria, 0 en caso contrario. La categoría base consiste en madres (padres) que presentan niveles educativos de secundaria o mayor. Para probar la hipótesis de este trabajo se incorpora al modelo la variable dicotómica *disc_madre* (*disc_padre*) toma valor de 1 si en el hogar la madre (el padre) presenta capacidades diferentes (física, del oído, visual o mental), 0 en caso contrario.

El número de integrantes del hogar está representado por la variable discreta *miembros_hogar*. *Menores_5* toma valor de 1 si hay al menos un menor de 5 años en el hogar, 0 en caso contrario, mientras que la variable discreta *mayores_65* indica el número de miembros del hogar que tienen más de 65 años de edad.

La variable dicotómica *varón* indica el género del joven, en cuyo caso toma valor de 1, 0 si es mujer. También, la variable dicotómica *hijomayor* toma valor de 1 si el joven es el/la hermano/a mayor, 0 en caso contrario. Debido a que la muestra abarca jóvenes cuyas edades varían entre los 14 y los 17 años, este aspecto se captura a través de cuatro variables dicotómicas: *edad_14*, *edad_15*, *edad_16* y *edad_17* que toman valor de 1 de acuerdo a la edad del joven; los jóvenes de 14 años de edad constituyen la categoría base por lo cual la variable *edad_14* no se incluye en el modelo. Si el joven desempeña regularmente alguna actividad en el hogar (por ejemplo, lavar trastes o cuidar de hermanos menores), la variable *colabora_hogar* toma valor de 1, 0 en caso contrario.

La variable discreta *atraso_escolar* indica los años de atraso escolar del joven y ha sido calculada como la diferencia entre la edad reportada y la edad según la cual habría de haber terminado el nivel escolar considerando una asistencia continua si el nivel escolar que posee no corresponde al que debería tener. *Horas_trabajadas_mes* indica el número de horas trabajadas durante el último mes en actividades ajenas al hogar; de forma similar, *aportmens_joven* representa el monto monetario (en cientos de MXN) que el joven ha aportado al hogar durante este mismo período.

De acuerdo a la información obtenida, el 68.4% de los 598 jóvenes asiste a la escuela (Tabla 1). En cuanto al género, no se encontraron diferencias importantes en el número de mujeres (70.5%) y hombres (66.3%). De acuerdo a los datos reportados, del total de la muestra el 54.7% asiste a la escuela y el 24.1% trabaja. Sólo el 13.7% combina actividades laborales y escolares mientras que el 7.5% no trabaja ni asiste a la escuela (inactivo). Las mujeres son las que más asisten (61.4 vs. 48%) así como

las que presentan un mayor porcentaje de inactividad (13.1 vs. 2%), mientras que los hombres tienden a trabajar (31.7 vs. 16.4%) o a combinar actividades escolares y laborales (18.3 vs. 9.1%).

TABLA 1
ACTIVIDADES Y ASISTENCIA ESCOLAR

Actividad	Mujeres	Hombres	Total	Actividad	Mujeres	Hombres	Total
Asiste	183 (61.41%)	144 (48.00%)	327 (54.68%)	Asiste	210 (70.47%)	199 (66.33%)	409 (68.39%)
Asiste y trabaja	27 (9.06%)	55 (18.33%)	82 (13.71%)	No asiste	88 (29.53%)	101 (33.67%)	189 (31.61%)
Trabaja	49 (16.44%)	95 (31.67%)	144 (24.08%)	Total	298 (100%)	300 (100%)	598 (100%)
No asiste, no trabaja	39 (13.09%)	6 (2.00%)	45 (7.53%)				
Total	298 (100%)	300 (100%)	598 (100%)				

Como ya se mencionó, la metodología de estimación contempla el uso de un modelo probit con variables instrumentales (*ivprobit*). El uso de variables instrumentales se debe a la endogeneidad entre la dependiente y la aportación monetaria mensual del joven al hogar (*aportmens_joven*) ya que si éste no asiste a la escuela puede estar trabajando, y viceversa. Con base en la aportación de Orazem y Gunnarsson (2003), el instrumento que se utiliza son las horas trabajadas mensuales (*horas_trabajadas_mes*).

Los resultados de las estimaciones de la segunda etapa con errores estándares robustos se reportan en la tabla 2 y los coeficientes (dF/dx) indican el cambio en la probabilidad de pasar de la categoría 0 (no asiste a la escuela) a la categoría 1 (asiste a la escuela). Al rechazar la hipótesis de que α_{hrho} sea igual a cero la estrategia de estimación a través de variables instrumentales es correcta siendo que la variable *aportmens_joven* es efectivamente endógena y se rechaza la hipótesis de que los instrumentos utilizados sean débiles (estadísticos Kleinbergen-Paap y Anderson-Rubin).

El modelo proporciona un porcentaje de clasificación correcta cercano al 80% por lo cual se ajusta bien a la muestra.

TABLA 2
ESTIMACIONES MODELO IVPROBIT

Asiste = 1	dF/ dx	Err. Est. Robustos
2da etapa		
Casado	-0.178	0.163
Monop_madre	0.468	0.255 *
Monop_padre	0.208	0.761
Ing_h1500	0.168	0.197
Ing_1500a3000	0.259	0.160 *
Ing_3001a4500	0.181	0.172
Casa_propia	0.367	0.126 ***
Transporte	0.118	0.126
Deuda	0.047	0.149
Sach	0.154	0.130
Madre_se	-0.455	0.291 *
Madre_prim	-0.339	0.127 ***
Padre_se	-0.401	0.369
Padre_prim	0.034	0.121
Disc_madre	-0.591	0.318 *
Disc_padre	-0.031	0.282
Miembros_hogar	-0.057	0.025 **
Menores_5	-0.135	0.131
Mayores_65	0.263	0.098 ***
Varón	0.258	0.109 **
Hijomayor	-0.220	0.121 *
Edad_15	-0.201	0.150
Edad_16	-0.318	0.165 *
Edad_17	-0.067	0.156
Colabora_hogar	-0.489	0.128 ***
Atraso_escolar	-0.338	0.161 **
Aportmens_joven	-0.211	0.013 ***
Athrho	1.161	0.134 ***
Lnsigma	1.431	0.056 ***
N = 598		
Wald chi2(27) = 377.10***		
Log pseudolikelihood = -1,893.50		
Kleinbergen-Paap Rk Wald F = 73.712***		
Anderson-Rubin Wald test F(1, 570) = 250.07***		
Porcentaje de clasificación = 79.93%		
*** p < 0.01; ** p < 0.05; * p < 0.1		

DISCUSIÓN

En línea con lo encontrado por otros estudios, la asistencia escolar se ve favorecida de acuerdo al nivel socioeconómico del hogar. Si el hogar tiene un nivel de ingresos entre 1,500 y 3,000MXN la probabilidad de que el joven asista aumenta un 25.9%, y el poseer su vivienda mejora la asistencia en un 36.7%. De acuerdo a las estimaciones, bajos niveles de educación, por parte de los padres tienden a asociarse con una mayor deserción; no obstante, sólo la educación de la madre resulta significativa. Para ello, cuando la madre carece de educación formal (*madre_se*) la caída en la probabilidad de asistencia es del 45.5%, reduciéndose (-33.9%) si tiene estudios de primaria. Para el caso del padre se observa que sus niveles de escolaridad no se asocian con la probabilidad de asistencia por parte del joven. Este resultado deja entrever dos aspectos importantes; la deserción escolar se asocia a través de una dimensión de género y una dimensión educativa. En otras palabras, si las madres tienen bajos niveles escolares se fomenta la deserción. Estos resultados confirman que la educación de la madre presenta beneficios intergeneracionales debido a que permite que los hijos alcancen un mayor nivel escolar.

La presencia de padres con capacidades diferentes perjudica de manera importante la asistencia escolar sólo cuando quien la padece es la madre (-59.1%), mientras que los jóvenes que residen en los hogares a cargo de las mujeres (*monop_madre*) asisten con una mayor probabilidad (+51.9%). Por un lado, estos resultados confirman la hipótesis de que si la madre, mas no el padre, presenta tales limitaciones, esto repercute negativamente en la asistencia escolar de los jóvenes entre 14 y 17 años de edad. Por otro lado, en los hogares monoparentales a cargo de la madre, mas no del padre (*monop_padre* no es significativa), se observa una mayor asistencia por parte de los jóvenes.

Es interesante observar que la mayor parte de los resultados tienen como punto focal la madre; la asistencia escolar se ve reducida en correspondencia a una situación de desventaja materna en términos de educación (*madre_se*, *madre_prim*) y física (*disc_madre*). No obstante, cuando la mamá está a cargo del hogar (*monop_madre*) logra impulsar la asistencia escolar de los jóvenes, resultado que confirma los hallazgos de Aguayo et al. (2007). Las diferencias de género en las variables introducidas en el modelo que explican la asistencia escolar representan un elemento particularmente importante que enfatiza la importancia de la presencia materna en el hogar.

Otros aspectos relacionados con la composición familiar indican que por cada miembro adicional en la familia, la probabilidad de asistencia se reduce en un 5.7%, mientras que la presencia de niños menores de 5 años de edad, aún presentando el signo negativo esperado, no resulta significativa. Sin embargo, los adultos mayores residentes en el hogar se asocian con una mayor asistencia (+26.3%), posiblemente debido a que podrían cuidar a los hijos más pequeños, permitiendo que los hijos mayores asistan a la escuela.

De acuerdo a la literatura que evidencia el estado de la asistencia escolar en México, se detecta que el género se asocia con la asistencia escolar; a igualdad de condiciones los varones son los que asisten con una mayor probabilidad (+25.8%) respecto a las mujeres, pero el/la primogénito/a tiende a desertar la escuela con una mayor probabilidad (+22%) posiblemente dedicándose a otras actividades para apoyar el hogar. En línea con lo anterior, respecto a los jóvenes de 14 años de edad, se observa que una

importante caída en la asistencia escolar ocurre a los 16 años (-31.8%). De forma esperada, la aportación monetaria al hogar por parte del joven (*aportmens_joven*) presenta una relación negativa y significativa con la probabilidad de asistencia; las estimaciones indican que por cada 100MXN que el joven aporta al hogar, la probabilidad de asistencia cae en un 21.1%. Es importante considerar que esta variable mide la aportación monetaria al hogar mas no el ingreso de los jóvenes quienes están frecuentemente empleados en la economía informal y con bajos sueldos (Brewer, 2005). La estadística descriptiva indica que la máxima aportación monetaria alcanza los 3,200MXN y que éstas aumentan conforme la edad del joven (Tabla 3).

TABLA 3
APORTACIONES MONETARIAS AL HOGAR POR EDAD DEL JOVEN

Aportación al hogar (MXN)	Edad 14		Edad 15		Edad 16		Edad 17	
	Obs.	%	Obs.	%	Obs.	%	Obs.	%
0	146	89.02	102	92.73	77	80.21	143	62.72
1 a 500	11	6.71	4	3.64	4	4.17	17	7.46
501 a 1,000	4	2.44	1	0.91	7	7.29	21	9.21
1,001 a 1,500	0	0	2	1.82	7	7.29	24	10.53
1,501 a 2,000	1	0.61	1	0.91	0	0	18	7.89
2,001 a 2,500	1	0.61	0	0	0	0	3	1.32
2,501 a 3,000	1	0.61	0	0	1	1.04	0	0
3,001 a 3,200	0	0	0	0	0	0	2	0.88
Total	164	100	110	100	96	100	228	100
Promedio[†] (MXN)	694.4		750.0		934.2		1,111.2	

† Se incluyen únicamente los que aportan alguna cantidad al hogar.

Con base en la edad, es de esperarse que los jóvenes tengan bajos niveles educativos o que carezcan de una relevante experiencia laboral, pudiendo alcanzar bajos niveles de ingresos. Del mismo modo, si los jóvenes colaboran de forma regular en el hogar, lo cual distrae su atención o les resta tiempo que podría ser dedicado al estudio, se observa una caída en la probabilidad de asistencia (-48.9%). El modelo confirma el rezago escolar como una variable que incide en la deserción escolar. Los jóvenes que se encuentran atrasados en sus estudios tienden a desertar con una mayor probabilidad (+33.8% por cada año de atraso escolar).

CONCLUSIONES

Los hallazgos de este trabajo proporcionan dos conclusiones importantes. Por un lado se confirman los resultados de otros estudios relacionados con la deserción escolar en cuanto al nivel socioeconómico del hogar y que las actividades laborales, tanto externas como internas al hogar, reducen la asistencia escolar. Si bien las actividades en el hogar tienen beneficios formativos y de desarrollo social para los jóvenes (Maganto, Bartau, & Etxeberria, 2003), se encontró que cuando éstas se desarrollan con regularidad interfieren con la asistencia escolar. Por otro, se enfatiza la presencia de la madre en el hogar; en este sentido, la figura materna puede fomentar la asistencia escolar cuando está en condiciones de poder proporcionar esta motivación, situación ligada con la ausencia de limitaciones físicas y un nivel de educación mayor al de primaria.

Nuestros resultados apuntan a que la figura paterna —posiblemente por el menor contacto con los hijos— no tiene la misma importancia que la materna debido a la insignificancia de las variables asociadas a la contraparte masculina en el hogar. De hecho, cuando el hogar está a cargo de la madre, a pesar de los obstáculos de índole económica que puedan enfrentarse, se promueve la asistencia escolar, dejando entrever el compromiso de la madre con sus hijos para poder alcanzar aquellas herramientas útiles para un mejor futuro.

Debido a la falta de variabilidad en la muestra, en este estudio no fue posible determinar algún efecto diferencial sobre la asistencia escolar según el tipo de limitación y de acuerdo al progenitor que la padece. Por esta razón, en futuros estudios sobre esta problemática, se sugiere incrementar el tamaño de la muestra para poder analizar la presencia de posibles efectos diferenciales. En este mismo sentido, reconociendo la existencia de distintos niveles sobre cualquier tipo de limitación (auditiva, del habla, visual, mental o motriz) otro aspecto relevante que podría ser abordado en estudios posteriores se centra en la severidad de cualquiera de estas limitaciones y en sus consecuencias. De esta forma, no es solamente la presencia/ausencia de limitación, sino el grado en la cual se presenta lo que proporcionaría la pauta para poder inferir sus efectos.

REFERENCIAS

- Aguayo, E., Chapa, J., Rangel, E., Treviño, L., & Valero-Gil, J. (2007). *Gender-bias in Education Opportunities for Population Aged 12-18 in Mexico: 1992-2004*. México: Universidad Autónoma de Nuevo León. Recuperado en enero de 2008, de <http://mpira.ub.uni-muenchen.de/3561/>.
- Aldridge, J., & Becker, S. (1999). Children as carers: the impact of parental illness and disability on children's caring roles. *Journal of Family Therapy*, 21 (3), 303-320.
- Astone, M. N. & McLanahan, S. S. (1991). Family Structure, Parental Practices and High School Completion. *American Sociological Review*, 56 (3), 309-320.
- Basu, K. (1999). Child labor: Cause, consequence, and cure, with remarks on international labor standards. *Journal of Economic Literature*, 37 (3), 1083-1119.
- Beegle, K., Dehejia, R., & Gatti, R. (2005). *Why should we care about child labor? The education, labor market, and health consequences of child labor*. Washington, DC: The World Bank.

- Bourdieu, P. & Passeron, J. C. (1970). *La reproducción. Éléments d'une théorie du système d'enseignement*. París: Minuit.
- Brewer, L. (2005). *Jóvenes en situación de riesgo: la función del desarrollo de calificaciones como vía para facilitar la incorporación al mundo del trabajo*. Ginebra: Oficina Internacional del Trabajo.
- Bulanda, R. E. & Manning, W. D. (2008). Parental Cohabitation Experiences and Adolescent Behavioral Outcomes. *Population Research and Policy Review*, 27 (5), 593-618.
- DeLeire, T. & Kalil, A. (2002). Good Things Comes in Threes: Single-Parent Multigenerational Family Structure and Adolescent Adjustment. *Demography*, 39 (2), 393-413
- Domínguez Fernández, A. (2005). Absentismo escolar y atención a la diversidad. *Indivisa, Boletín de Estudios e Investigación*, 6, 259-267.
- Edmonds, E. V. & Pavcnik, N. (2005). Child Labor in the Global Economy. *The Journal of Economic Perspective*, 19 (1), 199-220.
- Espíndola, E. & León, A. (2002). La deserción escolar en América Latina: Un tema prioritario para la agenda nacional. *Revista Iberoamericana de Educación*, 30, 39-62.
- Filmer, D. P. (2008). Disability, Poverty, and Schooling in Developing Countries: Results from 14 Household Surveys. *World Bank Economic Review*, 22 (1), 141-163.
- Floyd, F. J. & Gallagher, E. M. (1997). Parental Stress, Care Demands, and Use of Support Services for School-Age Children With Disabilities and Behavior Problems. *Family Relations*, 46 (4), 359-371.
- Garwick, A. W., Kohrman, C., Wolman, C. & Blum, R. W. (1998). Families' Recommendations for Improving Services for Children With Chronic Conditions. *Archives of Pediatrics & Adolescent Medicine*, 152 (5), 440-448.
- Goldschmidt, P. & Wang, J. (1999). When Can School Affect Dropout Behavior? A Longitudinal Multilevel Analysis. *American Educational Research Journal*, 36 (4), 715-738.
- Gunnarsson, V., Orazem, P. F. & Sánchez, M. A. (2006). Child Labor and School Achievement in Latin America. *The World Bank Economic Review*, 20 (1), 31-54.
- Hogan, D. P., Rogers, M. L. & Msall, M. E. (2000). Functional Limitations and Key Indicators of Well-being in Children With Disability. *Archives of Pediatrics & Adolescent Medicine*, 154 (10), 1042-1048.
- Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática [INEGI] (2000). *XII Censo General de Población y Vivienda, 2000*. México: INEGI. Recuperado en agosto de 2010, de <http://www.inegi.org.mx>.
- Instituto Nacional para la Evaluación de la Educación [INEE] (2003). *La calidad de la Educación Básica en México: Primer Informe Anual*. México: Instituto Nacional para la Evaluación de la Educación.
- (2004a). *Panorama Educativo de México: Indicadores del Sistema Educativo Nacional 2003*. México: Instituto Nacional para la Evaluación de la Educación.
- (2004b). *La Calidad de la Educación Básica en México*. México: Instituto Nacional para la Evaluación de la Educación.
- (2004c). *¿Cómo está la Educación Secundaria en México?*. México: Instituto Nacional para la Evaluación de la Educación.
- (2005). *La Calidad de la Educación Básica en México*. México: Instituto Nacional para la Evaluación de la Educación.

- (2006). *Indicadores del Sistema Educativo Nacional 2006*. México: Instituto Nacional para la Evaluación de la Educación.
- (2008a). *Panorama educativo en México*. México: Instituto Nacional para la Evaluación de la Educación.
- (2008b). *El aprendizaje en tercero de secundaria*. México: Instituto Nacional para la Evaluación de la Educación.
- (2008c). *¿Avanza o retrocede la calidad educativa?* México: Instituto Nacional para la Evaluación de la Educación.
- Inter-American Development Bank [IDB] (2004). *The millennium development goals in Latin America and The Caribbean. Challenges, actions and commitment*. Washington, DC: Autores.
- Jensen, P. & Nielsen, H. S. (1997). Child labour or school attendance? Evidence from Zambia. *Journal of Population Economics*, 10 (4), 407-424.
- Kirshbaum, M. & Olkin, R. (2002). Parents with Physical, Systemic, or Visual Disabilities. *Sexuality and Disability*, 20 (1), 65-79.
- Lee, V. E. & Burkam, D. T. (2003). Dropping Out of High School: The Role of School Organization and Structure. *American Educational Research Journal*, 40 (2), 353-393.
- Levinson, D., Moe, K. S. & Knaul, F. M. (2001). Youth Education and Work in Mexico. *World Development*, 29 (1), 167-188.
- Maganto Mateo, J. M., Bartau Rojas, I. & Etxeberria Murgiondo, J. (2003). La participación de los hijos en el trabajo familiar. *Revista de Investigación Educativa*, 21(1), 249-269.
- McLanahan, S. S. (1985). Family Structure and the Reproduction of Poverty. *The American Journal of Sociology*, 90 (4), 873-901.
- McLanahan, S. S. & Sandefur, G. (1994). *Growing Up with a Single-Parent: What Hurts, What Helps*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Milne, A. N., Myers, D. E., Rosenthal, A. S. & Ginsburg, A. (1986). Single Parents, Working Mothers, and the Educational Achievement of School Children. *Sociology of Education*, 59 (3), 125-139.
- Morrison, C. (2002). *Health, education and poverty reduction. Policy Brief no.19, OECD Development Centre*. Paris: Organization for Economic Cooperation and Development.
- Olsen, R. & Clarke, H. (2003). *Parenting and Disability. Disabled parents' experience of raising children*. Bristol: The Policy Press.
- Orazem, P. & Gunnarsson, V. (2003). *Child Labour, School Attendance, and Performance: A Review. Working paper*. Geneva: International Labour Office & International Programme on the Elimination of Child Labour.
- Organization for Economic Co-operation and Development [OECD] (2004). *Panorama de la educación 2004*. México: Autores. Recuperado en mayo de 2009, de <http://www.oecd.org>.
- (2006). *Panorama de la educación 2006*. España: Santillana.
- Parker, S. W. & Pederzini, C. (2001). Gender Differences in Education in Mexico. En E. G. Katz y M. C. Correia (Eds.), *The Economics of Gender in Mexico: Work, Family, State, and Market* (pp. 9-45). Washington, DC: The World Bank.
- Patrinos, H. A. & Psacharopoulos, G. (1997). Family Size, Schooling and Child Labor in Peru - An Empirical Analysis. *Journal of Population Economics*, 10 (4), 387-405.

- Psacharopoulos, G. (1997). Child labor versus educational attainment. Some evidence from Latin America. *Journal of Population Economics*, 10 (4), 377-386.
- Raccanello, K., Garduño Estrada, L. & Damián López, G. (2009). Determinantes de la asistencia escolar en primaria: un análisis de género. *Revista Latinoamericana de Estudios Educativos*, 39 (3-4), 99-119.
- Ravallion, M. & Wodon, Q. (2000). Does Child Labour Displace Schooling? Evidence on Behavioral Responses to an Enrollment Subsidy. *The Economic Journal*, 110 (462), 158-175.
- Ross, C. E. & Van Willigen, M. (1997). Education and the Subjective Quality of Life. *Journal of Health and Social Behavior*, 38 (3), 275-297.
- Rumberger, R. W. (1995). Dropping Out of Middle School: A Multilevel Analysis of Students and Schools. *American Educational Research Journal*, 32 (3), 583-625.
- Sáez, L. S. (2005). La educación social: intervención socioeducativa en la problemática del absentismo escolar. *Indivisa, Boletín de Estudios e Investigación*, 6, 237-248.
- Yuren, T., de la Cruz, M., Cruz, A., Araújo-Olivera, S. S. & Estrada, M. J. (2005). Mundo de la vida versus *habitus* escolar: El caldo de cultivo del rezago educativo en un México de migrantes. *Archivos Analíticos de Políticas Educativas*, 13 (13), 1-28. Recuperado en junio de 2010, de <http://epaa.asu.edu/epaa/v13n13/>.

Fecha de recepción: 10 de septiembre de 2010.

Fecha de revisión: 10 de septiembre de 2010.

Fecha de aceptación: 20 de octubre de 2010.

