

Determinantes de la asistencia escolar en primaria: un análisis de género

*Kristiano Raccanello**
*León Garduño Estrada***
*Georgette Damián López****

ANTECEDENTES

El concepto de capital humano se difundió a principios de la década de los sesenta con el trabajo de Becker (1964), quien analizó la educación como una forma de inversión, la cual, al incrementar la productividad de los individuos, haría aumentar sus ingresos (Psacharopoulos, 1975). Sucesivamente, se reconoció la existencia de las relaciones entre educación, experiencia, desempleo y nivel salarial (Ben-Porath, 1967; Mincer, 1974; 1991) y se analizaron otros factores complementarios. Entre ellos, se encuentran algunos aspectos relevantes y propios del género como, por ejemplo, que un embarazo implicaría una depreciación del capital humano asociada con una caída en el nivel de ingreso de las mujeres (Mincer y Polachek, 1974).

Desde el punto de vista económico, la educación puede considerarse de tres formas distintas: como un bien de consumo que genera utilidad sin alterar la productividad del individuo; como una señal que permite identificar los individuos con mayores ha-

* Profesor-investigador, Fundación Universidad de las Américas Puebla-Departamento de Economía y Centro de Estudios en Calidad de Vida y Desarrollo Social (CECAVI), Cholula, Puebla, kristiano.raccanello@udlap.mx

** Profesor-investigador, Fundación Universidad de las Américas Puebla-Departamento de Economía y Centro de Estudios en Calidad de Vida y Desarrollo Social (CECAVI), Cholula, Puebla, leon.garduno@udlap.mx

*** Profesionista independiente, georgette.damian@gmail.com

bilidades, y como una forma de capital humano (Carrillo, 2006). Con base en esta última acepción, la decisión de cursar un determinado nivel de estudios debe tomar en cuenta tanto el diferencial de ingresos que se espera obtener al alcanzar una mayor preparación, como los costos explícitos e implícitos de asistir a la escuela. De acuerdo con lo anterior, es natural esperar que la inversión en educación se incremente en la medida en que se esperan mayores rendimientos y que se reduzca frente a mayores costos (Parker y Pederzini, 2001).

La teoría del capital humano incluye un enfoque de género, que se relaciona con la organización del trabajo dentro de los hogares. De acuerdo con Becker (1971), ya sea por diferencias biológicas o por discriminación (dos factores que pueden afectar los retornos esperados de la educación femenina), la inversión en educación en el caso de las mujeres puede ser menor que en el de los hombres (Parker y Pederzini, 2001). En este sentido, Gertler y Alderman (1989) señalan que las principales causas de una menor inversión en la educación de las niñas pueden relacionarse con la existencia de un diferencial en el retorno a la educación, mismo que se genera cuando el trabajo masculino y femenino son sustitutos imperfectos en algunas actividades (Emerson y Portela, 2002). Otra posibilidad surge cuando los padres consideran invertir en la educación de sus hijos varones, con el propósito de que éstos sean quienes vean por ellos durante la vejez (Pal, 2004), dado que las hijas, generalmente, se casan y se vuelven parte de otra unidad familiar (Miller, 2007). Por último, también pueden existir razones culturales o religiosas por las cuales los padres prefieren educar a los varones en lugar de las hijas (Ali Khan y Ali, 2005a, 2005b). Con relación al aspecto biológico, Echevarría y Merlo (1999) indican que el costo que representa, para una mujer, tener un hijo depende de la fertilidad y de la brecha de género en cuanto a educación. Estos resultados, por un lado, permiten observar que si los padres asignan los recursos destinados a la escolarización de sus hijos de manera inequitativa, estarían fomentando la discriminación. Por otro, es evidente que la inversión óptima en el capital humano de cualquier miembro de la familia requiere que se consideren no sólo las capacidades humanas y el aspecto fi-

nanciero del hogar, sino también la rentabilidad potencial del capital que está siendo acumulado, el entorno, las condiciones del mercado laboral y las ganancias que las mujeres perciben dentro de éste (Ono, 2003). Por lo tanto, las expectativas que se tengan sobre las actividades familiares y laborales futuras de los individuos son determinantes significativos de los niveles y formas de inversión en capital humano (Mincer y Polachek, 1974).

MODELOS UNITARIOS Y COLECTIVOS

La asignación de los recursos en el hogar no ocurre de manera aleatoria (Ali Khan y Ali, 2005a, 2005b), y este tema se ha convertido en uno de los más importantes en las investigaciones sobre el capital humano (Aguayo *et al.*, 2007).

En los modelos unitarios de toma de decisiones se concibe a la familia como una unidad decisoria que considera la educación de los niños como una decisión de inversión (Becker, 1981; Aguayo *et al.*, 2007). Estos modelos suponen la existencia de un jefe de familia que toma las decisiones por todos los miembros (Park, 2004) y que optimiza la función de utilidad familiar sujeta a una restricción presupuestal conjunta. La principal ventaja de estos modelos radica en la forma en que simplifican el análisis, porque el proceso de asignación de recursos en el hogar es análogo al proceso de una toma de decisiones a nivel individual (Pasqua, 2001). Recientemente, se ha cuestionado esta forma de concebir a la familia, argumentando las limitaciones del análisis en los modelos unitarios, y proponiendo métodos alternativos basados en modelos colectivos o no-unitarios (Echevarría y Merlo, 1999). Al admitir la existencia de heterogeneidad en las preferencias en los miembros de la familia, los resultados reflejan el poder de negociación de cada uno de ellos. El poder de negociación de los padres, en el cual influyen factores tanto inherentes al individuo como ajenos a él (Quisumbing y Maluccio, 1999; Parker y Pederzini, 2001), se asocia con la matrícula escolar de los niños y con el gasto en educación del hogar (Park, 2004). Consecuentemente, el resultado de las decisiones de los adultos en cuanto a la educación de los mejores puede estar relacionado con las preferencias paternas y con el proceso de negociación entre los distintos miembros del hogar.



Asimismo, en el marco de los modelos colectivos de toma de decisiones intrafamiliares, los factores que se relacionan con las diferencias de educación de los menores, en cuanto a género, consisten en el ingreso y en el nivel educativo de los padres, que se asocian positivamente con la probabilidad de que las hijas asistan a la escuela (Tansel, 1998). Sin embargo, no siempre la relación es tan evidente; en un estudio reciente para la India (Miller, 2007), los activos del hogar presentan una relación ambigua con la probabilidad de asistencia escolar por parte de las niñas. En este caso, la asistencia escolar se incrementa cuando la familia es dueña de tierras y se reduce si posee animales pequeños que son más fáciles de atender por parte de las hijas, quienes permanecen en la casa para cuidarlos. Lo anterior señala la importancia de tomar en cuenta el costo de oportunidad que los hogares deben enfrentar para que los menores asistan a la escuela. Es decir, los programas educativos gubernamentales que buscan impulsar la asistencia escolar, particularmente en las zonas más desprotegidas, no pueden dejar de considerar el estilo de vida en las comunidades rurales.



NIVELES EDUCATIVOS

En Latinoamérica, y con la excepción de apenas algunos países, durante la década de los noventa, las niñas participaron en la educación básica en proporciones similares o hasta superiores a los niños (UNESCO-OREALC, 2000). Las diferencias de género se detectan en los niveles de educación media y superior, en combinación con el nivel de ingreso (UNESCO, 2000), y el vivir en zonas rurales se relaciona con una mayor tasa de deserción por parte de las niñas. Además, la incorporación al mercado laboral a temprana edad y el hecho de repetir los niveles escolares se asocian con una mayor deserción (UNESCO-OREALC, 2000), elementos que podrían explicar el analfabetismo funcional de las mujeres jóvenes y adultas (Messina, 2001).

Desde una perspectiva más amplia, la falta de niveles de educación adecuados, dada la importancia que éstos tienen en el proceso de desarrollo, es uno de los factores que contribuye a la persistencia de los niveles de pobreza en América Latina (Londoño, 1996).

Para México, según datos de la UNICEF (2006), un niño que se encuentra en el primer decil de ingreso recibe, en promedio, sólo tres años de educación escolar, mientras que el que pertenece al decil más alto recibe 12 años de educación. Además, si bien en 2005 se alcanzó una tasa neta de matriculación del 99.4%, el informe de 2007 reporta que poco más de un millón de niños, entre 5 a 14 años, aún no asistían a la escuela.

En cuanto a la equidad de género en términos de educación, en México se ha encontrado que, consistentemente, las mujeres son el segmento de la población con menos escolaridad y menores ingresos (Muñoz, 2004). Para ellas, a pesar de que la tasa de analfabetismo haya mostrado una clara tendencia a la baja, pasando del 30% en 1970 al 10% en 2005 (UNICEF, 2005), la necesidad de continuar mejorando estos indicadores debe ser una prioridad, ya que dichos niveles han sido, en forma consistente, mayores al de los hombres (Delgado-Ballesteros, 2000; INEGI, 2009).

Adicionalmente, las tasas de asistencia escolar entre 1990 y 2005 revelan que los hombres acuden en una mayor proporción con respecto a las mujeres; sin embargo, el análisis entre grupos de edades indica que las mujeres entre los cinco y los 15 años presentan un mayor porcentaje de asistencia, pero todavía se encuentran en fuerte desventaja en los rangos de edades hasta los 30 años (INEGI, 2006). El incremento en los porcentajes de asistencia femenina ha sido recientemente señalado por Escobar Delgadillo y Jiménez Rivera (2008), quienes lo asocian con una reducción de las barreras que obstaculizan la educación de las mujeres en el ámbito familiar. Si la brecha educativa pudiera ser el resultado de factores de oferta –relacionados con la falta de disponibilidad de escuelas (Shah, 1986)– y de demanda por educación, para el caso de México parecería que se estuviera relajando la restricción por parte de los hogares. Este comportamiento se ve reflejado en el porcentaje de la población de cinco a 15 años que asiste a la escuela por entidad federativa, según grupos de edad y sexo en 2005, cuando se aprecia, sólo para los estados tradicionalmente pobres de la federación (Campeche, Chiapas, Oaxaca y Yucatán), en el rango de 13 a 15 años, una diferencia de al menos 2 puntos porcentuales en favor de los hombres (INEGI, 2006). No obstante, en 2002, el aspecto socioeconómico combinado con el educativo revelaba que para los



integrantes de la categoría “pobre”, la asistencia escolar en los niveles básicos mostraba una brecha cercana a los 1.5 puntos porcentuales, alcanzando el 94.7% para las mujeres y el 96.3% para los hombres (Escobar Delgadillo y Jiménez Rivera, 2008, tabla 3: 7). Desafortunadamente, para este mismo año, al analizar los niveles educativos medio y medio superior se observa que la brecha se incrementa mientras que los porcentajes se reducen: 55.8% y 51.4% para hombres y mujeres pobres, respectivamente (*ibid.*, tabla 5: 8).

A pesar de la disponibilidad de datos, los estudios para México en torno al tema de la deserción escolar son todavía escasos, pero los existentes proporcionan resultados interesantes. Parker y Pederzini (2001) encuentran que aunque no parece que existan diferencias en las tasas de inscripción a la educación primaria y en los años totales de educación entre niños y niñas, una menor proporción de mujeres que de hombres ingresa a la escuela secundaria o preparatoria. En particular, para las niñas, el nivel de educación de la madre tiene un impacto positivo y mayor a aquél del padre. Asimismo, la presencia de niños pequeños en la familia se relaciona de manera negativa con la asistencia de las niñas a la escuela (posiblemente por cumplir con la función de niñeras).

Por su parte, Aguayo y colaboradores (2007) han encontrado que los hijos que viven con ambos padres, o los de madres que cumplen con la función de jefas del hogar, suelen alcanzar niveles más altos de educación. Lo mismo se observa para aquellos niños que tienen hermanos y/o hermanas mayores, al parecer porque éstos contribuyen al ingreso familiar (Parish y Willis, 1993). En contraste, los que residen en las áreas rurales tienden a asistir menos respecto a aquellos que habitan en las zonas urbanas (Pederzini, 2000).

METODOLOGÍA Y MODELO

Los datos para el presente estudio fueron obtenidos de la Encuesta de Evaluación de los Hogares (ENCEL) aplicada en noviembre de 2000, en comunidades de bajos ingresos, en siete estados de la República mexicana: Guerrero, Hidalgo, Michoacán, Puebla, Querétaro, San Luis Potosí y Veracruz (Di Maro, 2004). La ENCEL 2000N es parte de unas encuestas de evaluación del programa PROGRESA, que se aplicaron cada seis meses, aproximadamente,



desde 1997 hasta 2000, así como en 2003. El programa PROGRESA tenía tres objetivos principales: fomentar la educación, el aspecto nutricional y la salud. La ronda de evaluación que se utilizó contiene datos de 46 761 niños en 15 826 hogares. La encuesta proporciona información detallada acerca de las características de los niños, incluyendo el estado actual de su matrícula e historial escolar, de sus padres, así como información sobre ingreso y consumo. Aun cuando los datos utilizados no sean particularmente recientes, se considera que la situación en los hogares encuestados no ha cambiado de forma radical a pesar de los avances que se dieron entre 2000 y 2002 (World Bank, 2004).

El modelo *probit* que se estima para analizar las variables relacionadas con la asistencia a la primaria, se fundamenta en el trabajo de Ali Khan y Ali (2005a, 2005b).

Debido a que en esta investigación se llevó a cabo un análisis de la asistencia escolar de los niños entre cinco y 15 años de edad, la muestra de varones de primaria (*niñosp*) está formada por 10 229 observaciones y la muestra de niñas de primaria (*niñas p*) consta de 10 406. El rango de edades es más amplio del que corresponde a los estudios de primaria, con el fin de captar también a aquellas personas que habían reprobado o tenían atrasos en sus estudios. La ecuación (1) muestra la forma reducida implícita del modelo:

$$P(y = 1|X) = f(\underline{X}_N, \underline{X}_p, \underline{X}_H) \quad (1)$$

En la ecuación relativa al modelo para los varones, la variable dependiente (*niñosp*) toma valor de 1 si el menor asiste actualmente a la escuela, en el nivel correspondiente en el cual se encuentra inscrito y 0 en caso contrario. De forma similar, se define la variable dependiente (*niñas p*) para la muestra de mujeres.

Los factores que explican la participación escolar de los niños y niñas hacen referencia a las características de los niños (vector de variables X_N), las de los padres (vectores X_p y X_M) y las del hogar (vector X_H). A continuación se indican las variables independientes incluidas en cada factor.

Características de los niños: La edad del menor y su cuadrado se incorporan al modelo a través de las variables *años_edad* y *años_edad2*. De forma similar, el número de años de escolaridad



del menor está representado por las variables *años_edu* y su cuadrado (*años_edu2*).

Características de los padres: En este caso, se analizó de forma individual la relación entre las características del padre (p) y de la madre (m) con la probabilidad de asistencia de niños y niñas a primaria. La variable *p_años_edu* indica el número de años de educación del padre (*m_años_edu* para el caso de la madre). El ingreso mensual del padre, medido en pesos, está representado por la variable *p_ingreso* (*m_ingreso* indica el ingreso mensual de la madre, en pesos); para medir eventuales relaciones no lineales se incorporó también el ingreso del padre al cuadrado (*p_ingreso2*), así como el de la madre (*m_ingreso2*). El efecto de interacción entre años de escolaridad del padre y su nivel de ingreso está representado por la variable *p_añosedu_ingreso*; *m_añosedu_ingreso*, para el caso de la madre. *P_employed* es una variable dicotómica que toma valor de 1 si el padre está empleado y 0 en caso contrario (*m_employed* se define de forma similar para el caso de la madre).

Características del hogar: La composición del hogar, medida en número de miembros del mismo, está representada por la variable *h_miembros*; se introduce el cuadrado de la variable con el propósito de poder captar eventuales relaciones no lineales (*h_miembros2*). El ingreso total del hogar (en pesos) y su cuadrado están representados por las variables *h_ingreso* y *h_ingreso2*, respectivamente. La variable dicotómica *h_pobre* indica si el ingreso mensual del hogar es inferior a 995.3 pesos (correspondiente a la línea de pobreza para México, según el Banco Mundial, para el año 2000, calculada a partir de un ingreso de 37.72 pesos diarios). De tal forma, si el hogar se define pobre, *h_pobre* toma valor de 1 y 0 en caso contrario. En la muestra ENCEL2000N los encuestados prácticamente no recurren a los mercados financieros formales, por lo cual, dada la escasez de información, las variables relacionadas no pudieron ser incluidas en el análisis. Sin embargo, los hogares reciben créditos otorgados por prestamistas, comerciantes, amigos y familiares. En este caso, si el hogar al cual pertenece el menor obtuvo al menos uno de estos créditos, la variable dicotómica *cred_informal* toma valor de 1, y 0 en caso contrario. Cuando el menor pertenece a un hogar que recibió apoyo económico y monetario a través del programa PROGRESA, la variable dicotómica *progresita* toma va-

lor de 1, y 0 en caso contrario. El gasto mensual de la familia en educación (en pesos) se incorpora al modelo a través de la variable *gasto_edu*; el gasto en educación de aquellas familias que se encuentran por debajo de la línea de pobreza está representado por la variable *h_pobre_gtoedu* obtenida a través de la interacción entre *h_pobre* y *gasto_edu*. Por último, se añadieron al modelo el número de varones (*gen_ing_menor15v*) y mujeres (*gen_ing_menor15m*) menores de 15 años que generan ingresos monetarios para el hogar, así como el número de varones (*nogen_ing_menor15v*) y mujeres (*nogen_ing_menor15m*) en el mismo rango de edad que no generan ingresos monetarios para el hogar.

RESULTADOS

La estimación del modelo para la muestra de niños de primaria se reporta en el cuadro 1 del apéndice. La probabilidad de que un varón asista a la primaria aumenta del 4.9% por cada año de edad (*años_edad*), pero lo hace a una tasa decreciente por cada año adicional, de acuerdo con el signo negativo del coeficiente asociado al cuadrado de la edad del menor (*años_edad2*). De forma similar, los años de educación primaria completados por los varones se relacionan positivamente con la probabilidad de asistir a la escuela; en la medida en que completan un año adicional de escolaridad, la probabilidad de que sigan asistiendo a la escuela aumenta en 11.8% (*años_edu*), pero a una tasa decreciente (*años_edu2*). De acuerdo con las estimaciones, después de alcanzar un máximo de 6.6 años de escolaridad, que corresponden a la terminación del nivel de primaria, la probabilidad de que los niños asistan a la escuela disminuye. Este resultado, considerando que los niños se incorporan a la escuela primaria alrededor de los seis años de edad, es similar a los resultados de Pederzini (2000) quien, con datos de 1995, encuentra que entre los 11 y 12 años de edad el promedio de población del primer quintil de ingreso *per cápita* que asiste a la escuela cae en forma importante. Además, vale la pena observar que el punto de inflexión obtenido a partir de las estimaciones es muy similar al promedio de escolaridad de la población de varones de 15 años y más (INEGI, 2001), calcula-



do a lo largo de los estados en los cuales se aplicó la encuesta para el mismo año (promedio: 6.84 años de escolaridad).

En relación con la educación de los padres, se observa que la de la madre (*m_años_edu*) es significativa al 1%; se estima que la probabilidad de que los niños asistan a la primaria aumenta en un 0.2% por cada año de educación de ella. En el mismo sentido, la educación del padre muestra una relación positiva casi significativa al 10%. Los resultados tienden a corroborar los hallazgos de Tansel (1998), Parker y Pederzini (2001) y Ali Khan y Ali (2005a; 2005b), quienes en sus respectivos estudios muestran que la educación del padre y de la madre son variables relevantes para explicar el incremento de los niveles de escolaridad de los niños.

A pesar de que el ingreso del padre (*p_ingreso*) no resulte significativo y el de la madre (*m_ingreso*) muestre una débil relación estadística, se observa que el ingreso total del hogar (*h_ingreso*) presenta una relación en forma de "U" con la probabilidad de asistencia, de acuerdo con el signo positivo de la variable *h_ingreso2*. Sin embargo, dada la magnitud de los coeficientes, la relación se torna positiva únicamente para ingresos muy elevados, por lo cual se concluye que niveles de ingresos bajos se relacionan con una menor probabilidad de asistencia. Es relevante señalar que aquellos niños que pertenecen a los hogares cuyo ingreso es inferior a la línea de pobreza, tienden a asistir con una mayor probabilidad, aunque ésta sea pequeña (+0.94%). Lo anterior podría indicar que las familias pobres tienden a impulsar más la educación del varón, pero no la de la mujer (esta misma variable para la muestra de las niñas presenta una relación negativa mas no significativa con la probabilidad de asistencia). De igual forma, si un niño pertenece a una familia que recibe el apoyo económico de PROGRESA, la probabilidad de que éste asista a la primaria aumenta en un 1.4%, lo cual indica un pequeño efecto marginal de la utilidad del programa, resultado que coincide con lo encontrado por Skoufias y Parker (2001).

La presencia de varones de edad inferior a los 15 años en el hogar, independientemente de si generan ingresos (*gen_ing_menor15v* y *nogen_ing_menor15v*), no tiene relación con la probabilidad de asistencia a la escuela por parte de los hermanos, pero la presencia de mujeres en el mismo rango de edad muestra una

relación negativa. Cuando éstas no generan ingresos en la familia (*nogen_ing_menor15m*), por cada mujer adicional se reduce la probabilidad de que los varones asistan a la primaria en un 0.38%. Esta relación puede obedecer a que las niñas representan una carga económica para los hogares desviando recursos que, de otra manera, podrían ser destinados a la educación de sus hermanos. Sin embargo, y en forma casi significativa al 10%, por cada mujer menor de 15 años que aporta ingresos al hogar (*gen_ing_menor15m*) la probabilidad de asistencia por parte de los varones se reduce en un 1.9%, lo cual podría deberse a que los varones se vean obligados a cuidar de sus hermanas durante el desempeño de dichas actividades y/o a llevar a cabo actividades conjuntas que finalmente los distraigan de sus obligaciones escolares.

Con relación al caso de la muestra de las niñas de primaria, la estimación del modelo se reporta en el cuadro 2 del apéndice. En la medida en que aumenta la edad de las niñas (*años_edad*), la probabilidad de que asistan a la primaria crece en 3.95%, contra 4.9% de probabilidad de asistencia en la muestra de varones. Por su parte, el signo negativo de la variable *años_edad2* indica que la probabilidad de asistencia a primaria se incrementa a una tasa decreciente en la medida en que aumenta la edad de las niñas. Por otro lado, y al igual que para la muestra de niños, conforme las niñas de primaria completan un año adicional de escolaridad, la probabilidad de que éstas continúen asistiendo a la escuela aumenta en 9.1%, alcanzando un máximo de 6.3 años de escolaridad que va disminuyendo sucesivamente (*años_edu2*), hallazgo que está en línea con los resultados de Pederzini (2000), ya mencionados. Asimismo, también para las niñas, el punto de inflexión obtenido a partir de las estimaciones es muy similar al promedio de escolaridad de la población de mujeres de 15 años y más (INEGI, 2001), calculado a lo largo de los estados en los cuales se aplicó la encuesta (promedio: 6.32 años de escolaridad).

A diferencia de los niños de primaria, donde sólo los años de educación de la madre resultaron significativos, para el caso de las niñas de primaria cada año de escolaridad de ambos padres se relaciona con un aumento de la probabilidad de que asistan a la primaria en 0.12% (*m_ingreso*) y 0.14% (*p_ingreso*), respectivamente. Lo anterior confirma, de manera parcial, los hallazgos del



estudio de Parker y Pederzini (2001), quienes encontraron que la educación del padre y de la madre tienen una relación positiva con el hecho de que los niños y las niñas asistan a la escuela (para el nivel de secundaria).

Merece observarse que si el hogar presenta un nivel de ingreso inferior a la línea de pobreza (*h_pobre*), la asistencia de la niña no se ve afectada debido a que la variable no es significativa, a pesar de que el coeficiente tenga signo negativo. En comparación con los resultados obtenidos en la muestra de varones, el hecho de que el hogar sea pobre no se relaciona con la probabilidad de asistencia escolar de las niñas.

Si el hogar al cual pertenece la niña ha recurrido al mercado de crédito informal (*cred_informal*), la probabilidad de que ésta asista a la primaria aumenta en 1.35%, situación que no resultó significativa en la muestra de varones de primaria. Asimismo, y en forma esperada debido a que originalmente el programa PROGRESA tenía como objetivo eliminar la discriminación educativa hacia las niñas en hogares pobres a través del otorgamiento de mayores transferencias monetarias a aquellas familias con niñas que asistían a la escuela (Aguayo *et al.*, 2007), cuando el hogar recibe el apoyo del programa, la probabilidad de asistencia a la primaria por parte de las niñas se incrementa en 1.7%. Lo anterior indicaría que el programa ha cumplido, al menos parcialmente, con su objetivo.

En la medida en que el tamaño del hogar (*h_miembros*) aumenta se observa que éste presenta una relación con forma de “U” (el coeficiente de la variable *h_miembros2* presenta signo positivo). Es decir, para un hogar con un número pequeño de miembros, la probabilidad primero disminuye –quizá debido a la necesidad de que la niña tenga que ayudar en las tareas domésticas–, para aumentar, sucesivamente, conforme se incrementa el número de integrantes. Sin embargo, debido a la magnitud de los coeficientes (significativos al 10%), se observa que sólo para aquellos hogares que presentan un elevado número de integrantes se obtendría una relación positiva. Además, el ingreso total del hogar (*h_ingreso* y *h_ingreso2*), a pesar de no ser significativo, tiene el mismo comportamiento descrito por las variables que representan el tamaño del hogar.



Por último, se observa que por cada varón de hasta 15 años en el hogar, independientemente de que aporte algún ingreso monetario al hogar (*gen_ing_menor15v*) o no (*nogen_ing_menor15v*), la probabilidad de que las niñas asistan a la primaria aumenta, respectivamente, en un 3.6% y en un 1.7%. Por lo anterior, parece que sea la presencia de los hermanos, mas no el hecho de que aporten ingresos monetarios, lo que favorece que las hermanas sigan asistiendo. Los hermanos, aunque pueden proporcionar recursos al hogar, también pueden desempeñar y/o sustituir a las hermanas en otras tareas, facilitándoles con ello el asistir a clases. De acuerdo con Parker y Pederzini (2001), cuando las escuelas se encuentran lejos del hogar, los padres se muestran más renuentes en permitir que sus hijas recorran distancias tan largas. Por consiguiente, es posible que aquellos hermanos varones que no trabajan se vean obligados a acompañar a las hermanas a la escuela, cuando sus padres no pueden hacerlo. Esta interpretación se apoya parcialmente en los resultados de Butcher y Case (1994), quienes para el caso de Estados Unidos encontraron que controlando por el número de miembros dentro de la familia, las niñas con hermanos reciben más educación que las niñas con hermanas.

Por el contrario, cuando en el hogar conviven mujeres de edad inferior a los 15 años que no contribuyen económicamente (*nogen_ing_menor15m*), la probabilidad de que las niñas asistan a la primaria disminuye cerca del 2.0% por cada mujer en este rango de edad. La razón, quizá, radica en la carga económica que éstas representan para la familia. De la misma forma, por cada mujer de hasta 15 años que aporta ingresos monetarios al hogar (*gen_ing_menor15m*), se observa que la probabilidad de asistencia para las niñas de primaria se reduce en 4.03%, aproximadamente. En este caso, la interpretación es evidente: si las niñas que pertenecen a este rango de edad trabajan, se les dificulta su asistencia a la escuela.

CONCLUSIONES

En términos generales, este estudio avala los resultados obtenidos en otras investigaciones previas (Pederzini, 2000; Parker y Pederzini, 2001), contribuyendo con ello a la identificación de las variables relacionadas con la asistencia escolar a nivel de primaria.



El análisis reveló que existen diferencias por género en la asistencia escolar de niños y niñas entre cinco y 15 años a nivel primaria, en siete estados de la República mexicana, y que éstas se explican, en buena medida, por las características de los niños y las niñas, las de sus padres y las del hogar en el que viven.

Los resultados indican que las determinantes más significativas de la asistencia escolar de niños y niñas son variables propias de los individuos, tales como su edad y los años de educación completados. Sin embargo, y en forma esperada, también tiene importancia el rol de los padres a través de sus años de escolaridad, así como el hecho de que la madre esté empleada. Además de otros aspectos relacionados con el ingreso, los resultados apuntan que los hogares pobres tenderían a impulsar la asistencia de los varones, mientras que para el caso de las mujeres no se encontró evidencia al respecto. Sin embargo, sólo para el caso de las niñas, si el hogar recurre a los mercados de crédito informales, es más probable que éstas asistan a la primaria. Un hallazgo interesante radica en la composición del hogar y si en el mismo hay miembros menores de 15 años que aportan ingresos monetarios o no. Para ello, en los dos modelos se observa que la presencia de mujeres de edad inferior a 15 años tiende a reducir la probabilidad de asistencia, cuyo efecto es más importante en la muestra de mujeres que en la de los varones. Por otro lado, la presencia de hombres en el mismo rango de edades en el hogar tiene un efecto diametralmente opuesto, pero resulta significativo sólo para la muestra de mujeres.

Es importante destacar que el programa PROGRESA se relaciona, de manera positiva, con la probabilidad de asistencia escolar tanto para niños como para niñas, presentando un mayor impacto en la asistencia de estas últimas. Este resultado, encontrado también en otros estudios (Skoufias y Parker, 2001), era de esperarse dado el sistema de incentivos del programa, que otorga un apoyo económico mayor a las familias con niñas que asisten a la escuela. Lo anterior es relevante ya que este programa estaría creando el impacto deseado: incentivar la educación femenina (Adato *et al.*, 2000). Otro hallazgo interesante, y que merece un análisis posterior más profundo, corresponde al uso de los mercados de crédito informales. De acuerdo con los resultados, la probabilidad que las niñas asistan a la primaria se incrementa



cuando los hogares a los cuales pertenecen hacen uso de ellos, lo cual podría ser un indicio de la importancia que éstos revisten para financiar su educación.

Una limitación del presente estudio, pero que constituye un elemento para la agenda de investigación futura, radica en no poder generalizar los hallazgos para otros estados de la República mexicana a fin de comprobar si las mismas variables que resultaron significativas en esta investigación lo siguen siendo también en otras entidades. No obstante, del análisis se desprenden tres recomendaciones de política importantes: la primera es que se debe incentivar la educación de los jóvenes, es decir, de los futuros padres, lo que permitirá impulsar la educación de sus hijos. Esto se fundamenta en el hecho de que, a nivel intergeneracional, mayores niveles de educación en los padres se traducen en mayores niveles de educación en los hijos. En segundo lugar se sugiere fomentar el empleo femenino, ya que si la madre está empleada esto parece permitirle participar en la toma de decisiones sobre la educación de los hijos y contribuir así a su asistencia escolar, a través de un mayor poder de negociación dentro del hogar. Finalmente, la tercera recomendación consiste en mantener e incentivar la permanencia escolar de los niños puesto que, como se pudo comprobar en este estudio, la probabilidad de que asistan a la escuela se incrementa conforme éstos van adquiriendo años adicionales de escolaridad.



REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Adato, M. A., B. de la Brière, D. Mindek y A. Quisumbing.** “The Impact of PROGRESA on Women’s Status and Intrahousehold Relations”, Final Report, Washington, D. C., International Food Policy Research Institute, 2000.
- Aguayo, E., J. Chapa, E. Rangel, L. Treviño y J. Valero-Gil.** “Genderbias in Education Opportunities for Population Aged 12-18 in Mexico: 1992-2004”, MPRA, Paper 3561, México, Universidad Autónoma de Nuevo León, 2007. Acceso del 23 de enero 2008. Disponible en <http://mpr.ub.uni-muenchen.de/3561/>

- Ali Khan, R. y K. Ali. "Bargaining Over Sons' and Daughters' Schooling: Probit Analysis of Household Behavior in Pakistan", Working Paper, 01-05, Pakistán, Department of Economics-Islamia University Bahawalpur, 2005a.
- Ali Khan, R. y K. Ali. "Who Are Schooled in Urban Pakistan?", Working Paper, 02-05, Pakistán, Department of Economics-Islamia University Bahawalpur, 2005b.
- Becker, G. S. "Investments in Human Capital: A Theoretical Analysis", en *The Journal of Political Economy*, 70 (5, Part 2), 1962, pp. 9-49.
- Becker, G. S. *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis with Special Reference to Education*, Nueva York, Columbia University Press, 1964.
- Becker, G. S. *The Economics of Discrimination*, Chicago, University of Chicago Press, 2a. ed., 1971.
- Becker, G. S. *A Treatise on the Family*, Cambridge, Harvard University Press, 1981.
- Ben-Porath, Y. "The Production of Human Capital and the Life Cycle of Earnings", en *The Journal of Political Economy*, 75 (4, Part 1), 1981, pp. 352-365.
- Butcher, K. y A. Case. "The Effect of Sibling Sex Composition on Women's Education and Earnings", en *The Quarterly Journal of Economics*, 109 (3), 1994, pp. 531-563.
- Carrillo, M. *La teoría y la promoción del desarrollo regional sustentable*, México, Benemérita Universidad Autónoma de Puebla, 2006.
- Delgado Ballesteros, G. "La pobreza en la educación: ¿en dónde están las mujeres?", en M. López y V. Salles (comps.). *Familia, género y pobreza*, México, Porrúa, 2000, pp. 197-232.
- Di Maro, V. "Evaluation of the Impact of Progresá on Nutrition: Theory, Econometric Methods and an Approach to Deriving Individual Welfare Findings from Household Data", Londres, University College London, mimeo, 2004.
- Echevarría, C. y A. Merlo. "Gender Differences in Education in a Dynamic Household Bargaining Model", en *International Economic Review*, 40 (2), 1999, pp. 265-286.



- Emerson, P. M. y A. Portela.** “Bargaining Over Sons and Daughters: Child Labor, School Attendance and Intra-Household Gender Bias in Brazil”, Working Paper núm. 02-W13, Tennessee, Department of Economics-Vanderbilt University, 2002.
- Escobar Delgado, J. L. y J. S. Jiménez Rivera.** “La evolución del acceso a la educación por género en México”, en *Revista Digital Universitaria* 9 (12), 2008. Acceso del 4 de febrero de 2009. Disponible en <http://www.revista.unam.mx/vol.9/num12/art101/art101.pdf>
- Gertler, P. y H. Alderman.** “Family Resources and Gender Differences in Human Capital Investments”, artículo presentado en el Congreso: The Family, Gender Differences and Development, New Haven, Economic Growth Center-Yale University, 1989.
- INEGI.** *Censo General de Población y Vivienda, 2000. Tabulados Básicos*, Aguascalientes, INEGI, 2001.
- INEGI.** “Porcentaje de la población de 5 a 15 años que asiste a la escuela por entidad federativa según grupos de edad y sexo, 2000 y 2005”, 2006. Acceso del 4 de febrero del 2009. Disponible en <http://www.inegi.gob.mx/est/contenidos/espanol/rutinas/ept.asp?t=medu06&s=est&c=3273>
- INEGI.** “Población de 15 y más años y porcentaje de la misma que es alfabeta por entidad federativa según sexo, 2000 y 2005”, 2009. Acceso del 4 de febrero de 2009. Disponible en <http://www.inegi.gob.mx/est/contenidos/espanol/rutinas/ept.asp?t=medu16&s=est&c=9332>
- Instituto Nacional para la Evaluación de la Educación.** *PISA 2006 en México*, INEE, México, 2007.
- Londoño, J. L.** *Pobreza desigualdad y formación de capital humano en América Latina, 1950-2025*, Washington, D. C., The World Bank, 1996.
- Messina, G.** “Estado del arte de la igualdad de género en la educación básica de América Latina (1990-2000)”, Presentación: Temas claves para el seguimiento del Foro Mundial de Dakar, Documento preparado para la Séptima Reunión del Comité Regional Intergubernamental



del Proyecto Principal de Educación en América Latina y el Caribe, Santiago, UNESCO, 2001.

- Miller**, S. K. (2007). "Determinants of Parental Attitudes Regarding Girls' Education in Rural India", Georgetown Public Policy Institute. Acceso del 2 de febrero de 2008. Disponible en http://aladinrc.wrlc.org/dspace/bitstream/1961/4155/1/etd_skm6.pdf
- Mincer**, J. y S. Polachek. "Family Investments in Human Capital: Earnings of Women", en *The Journal of Political Economy*, 82 (2), Part 2: *Marriage, Family Human Capital, and Fertility*, s76-s108, 1974.
- Mincer**, J. *Schooling, Experience and Earnings*, Nueva York, Columbia University Press, 1974.
- Mincer**, J. "Education and Unemployment", Working Paper núm. 3838, Cambridge, MA, National Bureau of Economic Research, 1991.
- Muñoz**, C. *Educación y desarrollo socioeconómico en América Latina y el Caribe*, México, Instituto de Investigación para el Desarrollo de la Educación-UIA, 2004.
- Ono**, H. "Are Sons and Daughters Substitutable? Allocation of Family Resources in Contemporary Japan", SSE/EFI Working Paper Series in Economics and Finance núm. 397, Estocolmo, Stockholm School of Economics, 2003.
- Pal**, S. "How Much of the Gender Difference in Child School Enrolment Can Be Explained? Evidence from Rural India", en *Bulletin of Economic Research*, 56 (2), 2004, pp. 133-158.
- Parish**, W. L. y R. J. Willis. "Daughters, Education, and Family Budgets: Taiwan Experiences", en *Journal of Human Resources*, 28 (4), 1993, pp. 863-898.
- Park**, C. *Marriage Market, Parents' Bargaining Powers, and Children's Education*, Singapur, Department of Economics-National University of Singapore, 2004.
- Parker**, S. W. y C. Pederzini. "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*, Washington, D. C., The World Bank, 2001, pp. 9-45.



- Pasqua, S. A.** “Bargaining Model for Gender Bias in Education in Poor Countries”, en *Quaderni del Dipartimento di Scienze Economiche e Finanziarie* “G. Prato”, núm. 50, Turín, Facoltà di Economia-Università di Torino, 2001.
- Pederzini, C.** *Desigualdades educativas de género en la niñez mexicana*, Serie de documentos de investigación, México, UIA-Santa Fe, 2000.
- Psacharopoulos, G.** *Earnings and Education in OECD Countries*, París y Washington, D. C., OECD Publication Center, 1975.
- Quisumbing, A. R. y J. A. Maluccio.** “Intrahousehold Allocation and Gender Relations: New Empirical Evidence”, Working Paper Series núm. 2, Policy Research Report On Gender and Development, Washington, D. C., The World Bank, 1999.
- Schultz, T. P.** “Investments in the Schooling and Health of Women and Men: Quantities and Returns”, en *Journal of Human Resources*, 28 (3), 1993, pp. 694-734.
- Shah, N. M.** *Pakistani Women: A Socioeconomic and Demographic Profile*, Honolulu, Hawai, Pakistan Institute of Development Economics-Islamabad and East-West Population Institute of East-West Center, 1986.
- Skoufias, E. y S. W. Parker.** “Conditional Cash Transfers and Their Impact on Child Work and Schooling: Evidence from the PROGRESA Program in Mexico”, FCND Discussion Paper núm. 123, Washington, D. C., International Food Policy Research Institute, 2001.
- Tansel, A.** “Determinants of School Attainment of Boys and Girls in Turkey”, Center Discussion Paper núm. 789, New Haven, Economic Growth Center-Yale University, 1998.
- UNESCO.** *Marco de acción de Dakar. Educación para todos: cumplir con nuestros compromisos comunes*, París, UNESCO, 2000. Acceso del 4 de diciembre de 2008. Disponible en <http://unesdoc.unesco.org/images/0012/001211/121147S.pdf>
- UNESCO-OREALC.** *Informe de evaluación de PROMEDLAC VII*, Santiago, UNESCO-OREALC, 2000.



- UNICEF. *Informe anual*, México, UNICEF, 2005. Acceso del 12 de septiembre de 2008. Disponible en http://www.unicef.org/mexico/spanish/educacion_6884.htm
- UNICEF. *Educación*, México, UNICEF, 2006. Acceso del 23 de septiembre 2008. Disponible en <http://www.unicef.org/mexico/spanish/educacion.html>
- UNICEF. *Informe anual*, México, UNICEF, 2007. Acceso del 6 de septiembre 2008. Disponible en http://www.unicef.org/mexico/spanish/Informe_2007_mini.pdf
- World Bank, The.** “Mexico Poverty in Mexico: An Assessment of Conditions, Trends and Government Strategy”, Report núm. 28612-ME, Washington, D. C., The World Bank, 2004.



APÉNDICE

CUADRO 1. Modelo probit para niños de primaria (*niñosp*)

	dF/dx	Err. Est.
Años_edad	0.049 ***	8.85E-03
Años_edad2	-0.003 ***	4.19E-04
Años_edu	0.118 ***	1.05E-02
Años_edu2	-0.009 ***	7.69E-04
P_años_edus	0.001	5.60E-04
P_ingreso	3.47E-06	3.04E-06
P_ingreso2	-3.03E-11	1.74E-10
P_añosedu_ingreso	5.75E-08	2.45E-07
P_employed	-0.001	5.54E-03
M_años_edu	0.002 ***	4.66E-04
M_ingreso	1.20E-05	7.73E-06
M_ingreso2	-2.48E-10	3.55E-10
M_añosedu_ingreso	-4.20E-07	5.51E-07
M_empleada	0.005	7.96E-03
H_miembros	-0.003	2.83E-03
H_miembros_2	1.71E-04	1.44E-04
H_ingreso	-4.40E-06 ***	1.25E-06
H_ingreso2	1.34E-10 ***	4.19E-11
H_pobre	0.009 **	3.89E-03
Cred_informal	0.008	8.08E-03
Progresá	0.014 ***	4.32E-03
Gasto_edu	4.63E-05	6.01E-05
H_pobre_gtoedu	0.001	1.44E-03
Gen_ing_menor15v	0.006	8.18E-03
Gen_ing_menor15m	-0.019	1.23E-02
Nogen_ing_menor15v	-0.001	1.40E-03
Nogen_ing_menor15m	-0.004 ***	1.42E-03
N = 10229		
LR chi2(27) = 3131.47		
Prob > chi2 = 0.000		
Log likelihood = -1907.70		
Pseudo R2 = 0.451		
Obs. P = 0.893		
Pred. P = 0.970		
*** p<0.01; ** p<0.05; * p<0.1.		

CUADRO 2. Modelo probit para niñas de primaria (*niñasp*)

	dF/dx	Err. Est.
Años_edad	0.040 ***	7.27E-03
Años_edad2	-0.003 ***	3.44E-04
Años_edu	0.091 ***	9.35E-03
Años_edu2	-0.007 ***	6.94E-04
P_años_edu	0.001 ***	4.42E-04
P_ingreso	2.92E-06	2.20E-06
P_ingreso2	-4.01E-11	1.13E-10
P_añosedu_ingreso	-2.39E-07	1.57E-07
P_employed	0.001	4.55E-03
M_años_edu	0.001 ***	3.91E-04
M_ingreso	4.77E-06	8.80E-06
M_ingreso2	4.32E-10	1.52E-09
M_añosedu_ingreso	-1.07E-07	5.14E-07
M_empleada	-0.005	9.19E-03
H_miembros	-0.004 *	2.18E-03
H_miembros_2	1.92E-04 *	1.08E-04
H_ingreso	-7.66E-07	6.68E-07
H_ingreso2	2.68E-12	1.37E-11
H_pobre	-3.93E-03	3.59E-03
Cred_informal	0.013 *	4.96E-03
Progresá	0.017 ***	3.95E-03
Gasto_edu	6.89E-05	6.35E-05
H_pobre_gtoedu	3.23E-04	3.31E-04
Gen_ing_menor15v	0.036 ***	8.38E-03
Gen_ing_menor15m	-0.040 ***	7.83E-03
Nogen_ing_menor15v	0.017 ***	1.57E-03
Nogen_ing_menor15m	-0.020 ***	1.58E-03
N = 10406		
LR chi2(27) = 4108.10		
Prob > chi2 = 0.000		
Log likelihood = -1802.42		
Pseudo R2 = 0.533		
Obs. P = 0.878		
Pred. P = 0.977		
*** p<0.01; ** p<0.05; * p<0.1.		

