

Demanda de educación en las zonas rurales colombianas*

*José Leibovich***

*Thierry Magnac****

I. INTRODUCCION

En países en vías de desarrollo, la demanda de educación por parte de los hogares, ya sean urbanos o rurales, responde elásticamente a las condiciones económicas (Schultz, 1988). Colombia no escapa a esta característica. La convicción que se tiene de que a su vez, mayores niveles de educación de la población se traducen en un aumento del capital humano y por esta vía en incremento de la productividad del trabajo, de los ingresos y por ende del bienestar, ha llevado a que la elaboración y escogencia de las políticas educativas adquieran una gran trascendencia para apoyar el proceso de desarrollo en el mediano y largo plazo.

No se trata simplemente de aumentar el gasto público en educación como proporción del PIB, para que se produzca el efecto buscado. Es nece-

sario evaluar y escoger las mejores alternativas de política tendientes a lograr una mayor eficiencia del gasto en educación, entendiendo con ello el aumento del número de estudiantes y/o de la calidad de la educación, por unidad de gasto.

Bajo esta óptica, para el caso colombiano parece relevante dar respuesta a los siguientes interrogantes sobre el contenido de las políticas educativas:

- Qué es más eficaz: otorgar subsidios a la educación primaria, secundaria o universitaria?;
- En cuanto al contenido, qué conviene más entre una enseñanza general o una especializada?;
- Dentro de los distintos sistemas de incentivos (asumir por parte del Estado los costos de matrículas);

* Este trabajo fue realizado en el HEDM, INRA (Institut National de la Recherche Agronomique) de Ivry, Francia y contó con financiación de Fonade.

** Investigador visitante del INRA, de Ivry, Francia.

*** Investigador de HEDM, INRA, de Ivry, Francia.

cula, otorgar becas, suministrar materiales y libros, etc.), cuál es más efectivo?

- Qué sentido práctico tiene el precepto constitucional de obligar a todos los jóvenes hasta cierta edad, a asistir a la escuela y cuáles son los mejores mecanismos que puede utilizar el Estado para conseguirlo?

Para la población que vive en las zonas rurales del país, es particularmente importante dar respuesta a los cuestionamientos anteriores pues, de una parte, el nivel de educación que alcanzan los jóvenes en el campo, influye de manera clave sobre su productividad, induciendo incluso una reorientación hacia otras actividades productivas. También puede constituirse en una de las causas de decisión de migración hacia los centros urbanos, produciendo un resultado paradójico: por una parte, entre más educada sea la población rural, menores serán los niveles de pobreza en el campo. Por otra parte, la mayor educación incentiva la migración a las ciudades.

Por esto, la elaboración de las políticas educativas para el campo colombiano, debe apoyarse sobre los resultados de la investigación en torno al comportamiento de los hogares rurales con respecto a la inversión en capital humano de los hijos, a fin de comprender mejor sus determinantes.

Las investigaciones sobre la demanda de educación comienzan habitualmente por los estudios descriptivos de los rendimientos privados de la educación, obtenidos a través de la estimación de funciones de ingreso (para una revisión de esta literatura, ver Psacharopoulos y Woodhall, 1985). Siguiendo el argumento central de la teoría del capital humano, la inversión en educación puede modelarse como el arbitraje indivi-

dual entre las ganancias esperadas y los costos de oportunidad directos e indirectos (pérdida de ingreso durante el período de escolarización).

Pese a que las políticas educativas tienen presente este tipo de fundamento individual, parece necesario considerar las decisiones de inversión en capital humano como decisiones familiares, especialmente en lo que tiene que ver con la escolarización de los hijos en la escuela primaria y secundaria.

Dentro de este enfoque, es interesante comprender cómo se efectúa la inversión entre los diferentes hijos de una misma familia. En efecto, el nivel de educación final de los hijos puede ser desigual, si la regla de las ventajas comparativas individuales es la que opera o, una disminución de ingreso en el corto plazo se traduce en unos hijos que se educan mientras otros generan ingreso en el mercado formal o informal de trabajo. De otra parte, una fuerte preferencia de los padres por la igualdad entre los hijos puede contrarrestar estas desigualdades individuales o el comportamiento mencionado ante caídas en el ingreso. Cualquiera de los comportamientos anteriores es factible que opere, pero sólo con el análisis empírico se puede dar una respuesta.

Contrastar los dos casos extremos, la igualdad o desigualdad del nivel de educación entre los hijos de una familia, puede contribuir a explicar la reproducción de la desigualdad interfamiliar entre generaciones. Como el efecto ingreso en la demanda de educación es elevado¹, una fuerte tendencia a la igualdad intrafamiliar del nivel de educación, tiende paradójicamente a reproducir la desigualdad interfamiliar a lo largo del tiempo.

¹ Schultz (1988).

II. ANTECEDENTES

El arbitraje en las decisiones de escolarización de los hijos en el marco de la familia ha sido formalizado en un marco estático². Sin embargo, este marco es poco apropiado para las aplicaciones empíricas, pues en general no se conocen los niveles finales de educación de los hijos, ni las variables determinantes de decisión que fueron tomadas en el pasado. Para ello, se necesitaría disponer de series largas de tiempo. Por otro lado, en los análisis de corte transversal, los hijos pueden no haber alcanzado el nivel de educación deseado, además de que las condiciones económicas de la familia pueden haber cambiado fuertemente entre el primer hijo y el último.

Un marco teórico dinámico³ es mucho más adecuado, a pesar de que sus aplicaciones empíricas no han sido desarrolladas sino para el caso de decisiones individuales⁴.

Un trabajo reciente de DeVreyer, Lambert y Magnac (1994), supone que las decisiones en capital humano y en capital financiero de la familia se determinan por el jefe de la familia en un marco dinámico y con incertidumbre. Resumiendo brevemente, los arbitrajes entre los diferentes tipos de inversión dependen de cada uno de los rendimientos esperados y los costos de oportunidad de los diferentes activos (educación y capital físico) y su covarianza, es decir es un modelo de escogencia de portafolio entre activos con riesgo. De esta manera se tiene en cuenta,

por ejemplo, el fenómeno de diversificación de riesgo al interior de la familia, efectuando inversiones similares en cada hijo y espaciadas en el tiempo siguiendo el orden de nacimiento. El modelo también puede tener en cuenta la escasez de ingreso que haga que el trabajo efectuado por un hijo contribuya a financiar el costo de la educación de los demás hijos.

Este modelo estructural se desarrolló para explicar las decisiones de escolarización de los niños en Costa de Marfil en 1985 y 1986. Con los datos de ese país se constató un retraso de entrada de los niños a la escuela hasta de cinco años. En efecto, la edad legal de entrada es de seis años, pero se observó que en muchos casos estaban ingresando por primera vez a la escuela a partir de los 11 años. La explicación dada por los autores al fenómeno descrito, es la existencia de diferentes tipos de aprendizaje para los jóvenes. Ciertamente, estos pueden ir a la escuela y adquirir capital escolar o, trabajar en las actividades familiares (agrícolas, servicios, etc.) para aprender un oficio en la práctica (capital humano informal). El modelo desarrollado puede dar respuesta del arbitraje entre estos dos tipos de inversión en capital humano.

Los autores, especificaron un modelo que explica la decisión de escolarización de cada hijo de la familia en el momento observado. En el modelo teórico, esta variable se explica por la diferencia entre la relación rendimiento esperado de la educación/rendimiento esperado del capital financiero, y el costo de oportunidad de las distintas inversiones. Los determinantes estructurales de esta diferencia, son el nivel de educación ya alcanzado por cada hijo, su experiencia informal de trabajo (medida por su edad menos el nivel de educación alcanzado) y las mismas variables para cada uno de los otros hijos de la

² Becker y Tomes (1976); Rozenzweig y Evenston (1977); Behrman, Pollak y Taubman (1982).

³ Heckman (1976); Blinder y Weiss (1976).

⁴ Eckstein y Wolpin (1989); Shaw (1989); Jacoby (1991).

familia. La tendencia a la desigualdad en la inversión en capital humano en cada hijo será rechazada si se comprueba que efectivamente hay complementariedad en el comportamiento de esta variable.

Las diferentes causas estructurales de la decisión de escolarización de cada hijo pueden, en el análisis empírico, confundirse con ventajas comparativas inobservables de los diferentes hijos o con preferencias inobservables del jefe de la familia. En el trabajo de DeVreyer, se desarrollan los métodos econométricos para controlar la presencia de fenómenos heterogéneos inobservables (métodos de variables instrumentales).

Las conclusiones más importantes obtenidas en este trabajo fueron, por una parte, la constatación de que la diferencia entre el rendimiento esperado real y el costo de oportunidad aumenta con la edad y el nivel de educación del niño, lo que equivale a decir que el rendimiento de la inversión en capital humano informal en las actividades familiares es muy fuerte. De otra parte, se encontró en Costa de Marfil un fenómeno de sustituibilidad de la inversión en capital humano formal entre los distintos hijos de la familia y, por lo tanto, una tendencia a la desigualdad en la educación entre los hijos.

III. APLICACION AL CASO COLOMBIANO

Dentro de la problemática del sector rural colombiano, son escasos los estudios sistemáticos que puedan orientar eficazmente las políticas sociales, y en este caso particular, las políticas educativas.

Tomando como punto de partida la literatura teórica y empírica mencionada, en este artículo se desarrolla un modelo de demanda de educa-

ción en el seno de las familias rurales colombianas, que pueda dar respuesta a las preguntas formuladas en la introducción.

A continuación se presenta una breve descripción de la información utilizada. Posteriormente se discute el modelo teórico que puede convenir al caso colombiano y finalmente se presentan los resultados y las conclusiones derivadas de la aplicación del modelo. En el anexo se encuentra una descripción detallada de los métodos econométricos utilizados para estimar el modelo.

Las encuestas de hogares que viene efectuando el Dane de manera regular desde hace mas de tres décadas, constituyen una fuente valiosa de información de tipo microeconómico de los hogares colombianos. En la encuesta de hogares rurales, se tiene información representativa de los hogares de cuatro regiones del país (atlántica, oriental, central y pacífica), quedando por fuera los antiguos territorios nacionales. En ella se conocen las características personales de cada miembro del hogar (edad, sexo, educación, parentesco, lugar de nacimiento), de la vivienda, de sus respectivas actividades laborales y sus ingresos monetarios.

Este trabajo utiliza la información proveniente de la encuesta de hogares rurales de septiembre de 1993 (EH81) del Dane, la cual es representativa para las regiones mencionadas.

La muestra con la que se efectúa este estudio es de 8.272 jóvenes correspondientes a 3.647 hogares entre 5 y 17 años, con una edad promedio de 10.9 años y 3.6 años de desviación estandar (d.e). No se incluyeron en la muestra los hogares de la encuesta que no tienen hijos o que exclusivamente tienen hijos de edad inferior a cinco años o superior a 17. En efecto, para el

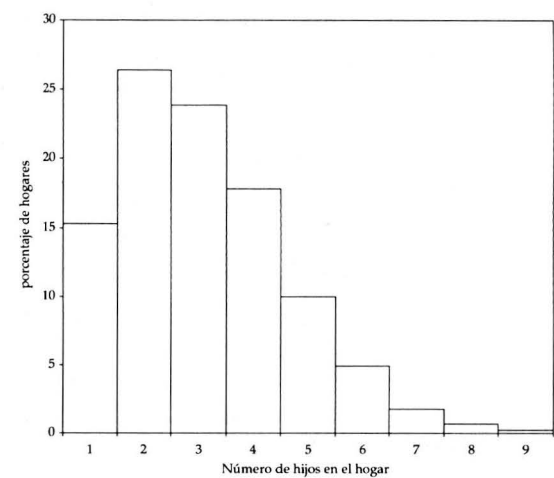
objetivo del estudio, hijos de edad menor a cinco años no asisten a la escuela y los mayores de 17 años en la mayoría de los casos, o se han independizado de la familia, o han migrado a la ciudad, razón por la cual aparecen disminuidos sensiblemente en la encuesta.

La estructura de los hogares con respecto al número de hijos en edad escolar se presenta en el Gráfico 1, donde se observa que 26.5% de las familias tienen 2 hijos, siguiendo en orden decreciente de importancia relativa los hogares de tres, cuatro y un hijo respectivamente. El acumulado de los anteriores reúne el 89% de las familias. El resto está distribuido en hogares entre cinco y nueve hijos.

El 52% de los jóvenes en edad escolar son hombres y el 48% son mujeres. Pese al ligero predominio de hombres en la muestra, en cuanto a la asistencia escolar, es mayor la participación relativa de las mujeres en la escuela (Cuadro 1). En efecto, de ellas, el 76.4% asiste, mientras que en el caso de los hombres, sólo lo hace el 71.1%. La mayor escolarización de las mujeres, ya mencionada⁵ posiblemente esté sociada con los mayores rendimientos esperados de la educación que se obtienen de la mujer con respecto al hombre, en actividades en el sector rural⁶.

En cuanto al comportamiento de entrada, permanencia y salida de los jóvenes de la escuela, en el Cuadro 2 y el Gráfico 2 se ilustra la situación. En primer término, si bien el ingreso a preescolar es a los 5 años, y a los 7 años se inicia la primaria, se constata la baja asistencia a prees-

Gráfico 1. ESTRUCTURA DE LOS HOGARES SEGUN EL NUMERO DE HIJOS



Fuente: Cálculos de autor.

colar, y aunque en primaria esta aumenta, persiste una ligera inasistencia de los jóvenes en este nivel. Mientras a los 5 años, asisten a la escuela el 49.2%, a los 7 años, la asistencia sube al 86%, alcanzando el pico a los 9 años con el 91%. De esa edad en adelante, la tasa disminuye de manera permanente, encontrándose que a los 11 años, edad teórica de culminación de la primaria, la tasa de asistencia se halla en 86%. En el bachillerato, la situación se vuelve más dramática pues a los 17 años, edad teórica de culminación del bachillerato, el porcentaje de asistencia ha descendido al 47%.

Cuadro 1. ASISTENCIA ESCOLAR (Porcentajes)

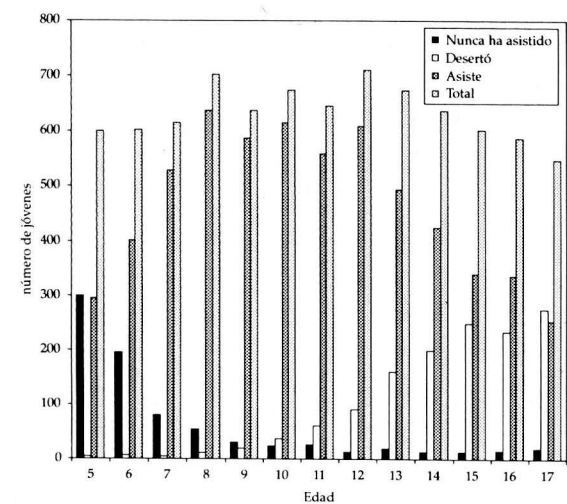
	Si asiste	No asiste
Hombre	71.1	28.9
Mujer	76.4	23.6
Total	73.6	26.4

Fuente: Cálculos del autor con base en EH81R.

⁵ Molina (1993).

⁶ Véase, Leibovich J. (1996).

Gráfico 2. COMPORTAMIENTO DE ENTRADA, PERMANENCIA Y SALIDA DE JOVENES DE LA ESCUELA



Fuente: Cálculos del autor.

El fenómeno de deserción se ilustra mejor con ayuda del Gráfico 3, en el que se muestra cómo la probabilidad de permanecer en la escuela está condicionada a la educación alcanzada, y

Cuadro 2. ASISTENCIA ESCOLAR POR EDAD (Porcentajes)

Edad (años)	Si asiste	No asiste
5	49.2	50.8
6	66.4	33.6
7	86.1	13.9
8	90.5	9.5
9	92.0	8.0
10	91.0	9.0
11	86.2	13.8
12	85.2	14.8
13	72.3	27.7
14	66.3	33.7
15	56.0	44.0
16	57.2	42.8
17	47.0	53.0

Fuente: Cálculos del autor con base en EH81R.

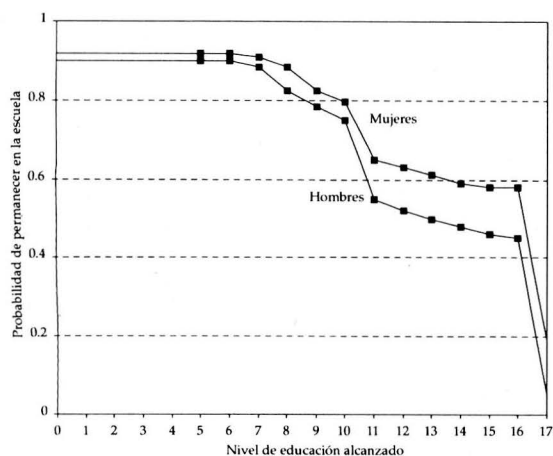
es diferente según el sexo. Para las mujeres, se confirma siempre una probabilidad de supervivencia superior a la de los hombres. Mientras al inicio de la educación las probabilidades son muy similares (92% y 90%, respectivamente), al terminar la primaria, la probabilidad de las mujeres ha descendido a 67%, y la de los hombres a 55%. Al terminar la secundaria, estas probabilidades ya sólo son del orden del 25%, manteniéndose el diferencial de probabilidad entre mujeres y hombres.

Con ayuda del Gráfico 4 se muestra cómo, la probabilidad de permanencia en la escuela está asociada también con la situación de ingreso familiar. Mientras que para las familias con el ingreso superior de la distribución, la probabilidad de que los hijos continúen estudios al finalizar el bachillerato es superior al 75%, para los del nivel medio de la distribución, desciende alrededor del 20% y, para los del nivel bajo de ingreso, la probabilidad es inferior al 10%. De esta manera se ilustra para el caso rural colombiano la correlación positiva entre la asistencia escolar y el nivel de ingreso.

Los hechos anteriores se pueden resumir en que la característica predominante de la asistencia escolar en el medio rural colombiano, es la de tasas relativamente elevadas en la primaria (91% es el máximo), con un ligero retraso al inicio (preescolar e inicio de la primaria) y un decrecimiento de la asistencia a partir del cuarto grado, una fuerte deserción en secundaria, una mayor asistencia de las mujeres frente a los hombres y una correlación positiva entre la asistencia escolar y el ingreso familiar.

En la muestra, los jóvenes en el campo tienen en promedio 4.8 años de educación (2.9 años de d.e.), lo que constituye el límite inferior del nivel

Gráfico 3. PROBABILIDAD DE PERMANENCIA EN LA ESCUELA CONDICIONADA AL NIVEL DE EDUCACION ALCANZADO SEGUN SEXO



Fuente: Cálculos del autor.

de educación que alcanzarán al final. Este nivel indica en todo caso un avance importante en la escolarización frente a décadas anteriores. Sin embargo, mientras los jóvenes de 12 años han alcanzado en promedio 5.8 años de educación (incluido el preescolar) con 1.8 años de d.e., los de 17 años, apenas lograron en promedio 8.1 años de educación (incluido el preescolar) con 2.8 años de d.e.. Es decir, a pesar de los avances, el nivel de educación de los jóvenes en el campo sigue siendo bajo y por eso tiene sentido establecer metas para dar cumplimiento con el precepto constitucional de que todos los colombianos tienen derecho a la educación.

Es razonable precisar entonces estas metas de acuerdo con los comportamientos observados a lo largo de esta presentación. En el caso rural, sugerimos tres metas complementarias entre si:

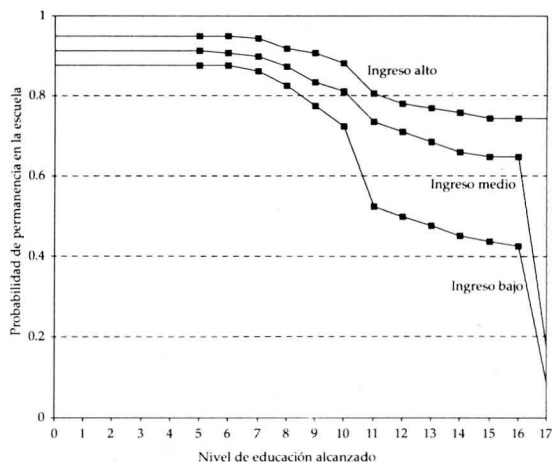
1. Establecer en forma general el funcionamiento del sistema de educación preescolar, el cual hasta el momento es muy precario.

2. Lograr que la totalidad de los jóvenes terminen la primaria.

3. Elevar el porcentaje de asistencia en secundaria, buscando al menos la culminación del cuarto grado de secundaria para la totalidad de los jóvenes.

En cuanto a las características de las familias rurales, se tiene que en promedio el padre posee 3.9 años de educación y 43.3 años de edad, lo cual ilustra que el capital humano que poseen es fundamentalmente informal. El 93.4% de ellos está trabajando, el 1.3% está buscando trabajo, y el resto en otras actividades. De los que están trabajando, el 53.4% está dedicado a la agricultura, el 32.2% a los servicios, el 9.7% a actividades vinculadas con la industria y el 4.7% a la construcción, con lo cual, se constata que la agricultura sigue siendo la principal fuente de ingresos para el jefe del hogar. Con respecto a la

Gráfico 4. PROBABILIDAD DE PERMANENCIA EN LA ESCUELA CONDICIONADA AL NIVEL DE EDUCACION ALCANZADO SEGUN NIVEL DE INGRESO



Fuente: Cálculos del autor.

posición ocupacional, el 41% es cuenta propia, el 30.8% es obrero, el 17.2% es empleado, y el 10% es patrono, resaltándose la preponderancia de actividades independientes.

Las cónyuges tienen en promedio 4.1 años de educación, ligeramente superior al jefe del hogar y 38 años de edad. Para el 75.2%, su actividad principal es el hogar, y sólo el 22.5% está trabajando. El 66.3% de las mujeres trabajadoras se ubican en el sector servicios, 19.6% en la agricultura y el 13.7% en la industria. La ocupación principal es cuenta propia con 46.5%, 24.5% son empleadas y tan sólo el 7.2% son obreras.

Un cálculo del ingreso familiar promedio (la suma de salario, ingreso secundario y ganancia neta mensualizada de todos los miembros activos de la familia) a partir de la información de la encuesta alcanza \$106.000 mensuales (\$126.000, al eliminar los casos de información reportada igual a cero), cuando el salario mínimo legal en la época estaba alrededor de \$81.500/mes.

IV. EL MARCO TEORICO

El objetivo de este trabajo es modelar los determinantes de la inversión en educación de los diferentes hijos de una familia rural. Para ello, se considera que el stock de capital humano de cada hijo forma parte del patrimonio del jefe del hogar y se modela la inversión explícitamente en un marco dinámico. De esta manera, el modelo permite representar la diversificación del riesgo entre los diferentes hijos de una familia, teniendo en cuenta los aspectos secuenciales de la inversión en capital humano. En otras palabras, se trata de una forma reducida de un modelo de contratos implícitos entre los miembros de una familia.

Reconsiderando los argumentos desarrollados en el trabajo de DeVreyer (1994), suponemos que hay dos tipos de capital humano en los cuales los hijos de una familia pueden invertir en el tiempo t : el primero, st , es el capital humano formal o capital escolar, y el segundo, et , es el capital humano informal adquirido fundamentalmente en las actividades familiares (trabajo agrícola, artesanal, doméstico y otros servicios). Se presenta transferencia de capital humano específico de los padres a los hijos a través del trabajo y de un proceso de "learning by doing"⁷. La suma de los dos tipos de inversión en capital humano es igual a la edad del niño, es decir se supone que los niños comparten su tiempo exclusivamente entre la escuela y el trabajo.

Suponiendo que ht es la fracción de tiempo dedicada al trabajo por un niño, la ecuación que expresa la acumulación de capital humano formal, que por simplicidad se supondrá determinística, es la siguiente:

$$S_{t+1} = S_t + (1 - h_t) \quad (1)$$

Por otra parte, la familia acumula capital financiero, A_t , de la siguiente manera:

$$A_{t+1} = (1 + r_t(A_t)) A_t + y_t - c_t \quad (2)$$

donde el primer término expresa el rendimiento del capital del período anterior, el cual depende del nivel de la tasa de interés (r_t), la cual puede depender del nivel de patrimonio⁸, y_t es el ingreso familiar y c_t es el gasto familiar.

⁷ Rosenzweig y Wolpin (1985).

⁸ Stiglitz y Weiss (1982).

Los ingresos de la familia se componen de los ingresos de los miembros adultos de la familia, Y_{to} , y de los ingresos de los niños, los cuales son proporcionales a la fracción de tiempo dedicada al trabajo. Entonces el ingreso familiar se puede expresar:

$$Y_t = Y_{to} + \sum_{i=1}^n w_{ti} * h_{ti} \quad (3)$$

El término, w_{ti} , donde i denota el niño $i=1, \dots, n$ representa el costo de oportunidad de un año de escolaridad de cada niño. Este costo está definido como la diferencia entre el salario total y los costos directos asociados a la educación formal (transporte, matrícula, etc.). Supondremos que este costo de oportunidad se escribe como una función del stock de capital humano escolar e informal:

$$w_{ti} = w(s_{ti}, e_{ti} - s_{ti}) \quad (4)$$

Esta función es creciente tanto con el nivel de escolaridad s_{ti} , como del capital humano informal, $e_{ti} - s_{ti}$.

Suponiendo que el capital humano es un bien de inversión y no de consumo, las preferencias intertemporales del jefe del hogar se pueden definir en función de la suma de la utilidad proveniente del consumo c_t y de la esperanza del valor presente del capital financiero y el capital humano de los hijos. La función a maximizar por el jefe de la familia es:

$$\begin{aligned} \max U(c_t) + \beta E[V_{t+1}(A_{t+1,i} s_{t+1,i} \dots s_{t+1,n})] \\ \text{sujeto a } A_{t+1} = (1+r_t(A_t))A_t + Y_t - C_t \quad \gamma \\ s_{t+1,i} = s_{ti} + (1-h_{ti}) \quad \forall i=1, \dots, n \end{aligned} \quad (5)$$

donde β es el valor de descuento del futuro. $V_{t+1}(\cdot)$ debe interpretarse como la función de

valorización monetaria de los diferentes tipos de capital.

Nos interesa las soluciones de esquina, en las cuales la inversión es nula, $h_{ti}=1$, o la inversión se da toda en educación formal, $h_{ti}=0$. Utilizando las condiciones de primer orden, estas soluciones se caracterizan por:

$h_{ti}=1$, (Únicamente trabajo):

$$w_{ti} > E(\partial V_{t+1} / \partial s_{t+1,i}) / E(\partial V_{t+1} / \partial A_{t+1}) = p_{ti}$$

$h_{ti}=0$, (Únicamente estudio):

$$w_{ti} \leq E(\partial V_{t+1} / \partial s_{t+1,i}) / E(\partial V_{t+1} / \partial A_{t+1}) = p_{ti}$$

La condición anterior traduce el hecho de que si el costo de oportunidad de un año de educación adicional es mayor que el rendimiento esperado, p_{ti} , el niño no va a asistir a la escuela.

Adoptando especificaciones particulares de la función de utilidad, de la función de valor presente y del costo de oportunidad, desarrolladas en DeVreyer (1994), el sistema econométrico se escribe entonces como una función de la diferencia entre el rendimiento esperado (p_{ti}) y el costo de la inversión (w_{ti}). De esta forma la variable latente, L_{ti}^* (no observada), toma valores 0 o 1 dependiendo de si el niño i va o no a la escuela:

$$\begin{aligned} \text{Asiste Escuela} & \quad \text{si} \quad L_{ti}^* = p_{ti} - w_{ti} > 0 \\ \text{No asiste} & \quad \text{si} \quad L_{ti}^* = p_{ti} - w_{ti} \leq 0 \end{aligned}$$

y se calcula en función de las variables observadas, de la siguiente manera:

$$\begin{aligned} L_{ti}^* = \delta / \alpha \ln(c_{ti}) + \lambda_1 \ln(s_{ti} + s_o) + \lambda_2 \ln(e_{ti} - s_{ti}) + \\ \lambda_3 \sum_{j \neq i} \log(s_{tj} + s_o) + \lambda_4 \sum_{j \neq i} \ln(e_{tj} - s_{tj}) + X_{ti} + u_{ti} \end{aligned} \quad (6)$$

donde i , denota el niño i , f , la familia f y j el hermano j . X_{it} , representa las variables que recogen la heterogeneidad observable (educación de los padres, estructura demográfica de la familia, etc.) y u_{it} , la heterogeneidad inobservable de los niños. $(\delta, \alpha, \lambda_1, \lambda_2, \lambda_3, \lambda_4)$ son los parámetros a ser estimados. El parámetro δ/α mide el "efecto-ingreso" de la demanda de escolarización, λ_1 y λ_2 se vinculan a las elasticidades de la demanda de escolarización con respecto a la diferencia entre rendimiento y costo de la educación y λ_3 mide la sustitución entre las inversiones en capital humano de los diferentes niños (el efecto de la educación del hermano j sobre la decisión de educación del niño i). Si $\lambda_3 > 0$, hay complementariedad entre las inversiones, si $\lambda_3 < 0$, hay sustitución.

El sistema (6) se estima por métodos para variables cualitativas⁹. Sin embargo, existen problemas de endogeneidad que es necesario corregir. Para ello se utilizaron dos métodos alternativos; el uso de variables instrumentales y el método desarrollado por Chamberlain (1984), los cuales se describen en el anexo. A continuación se presentan los resultados obtenidos en la estimación del modelo.

V. RESULTADOS

En el Cuadro 3 se presentan los resultados de la estimación econométrica del modelo de asistencia escolar. Los resultados del Modelo 1 se refieren a la estimación sin corregir los problemas de endogeneidad. El Modelo 2, presenta los resultados de la estimación corrigiendo con instrumentación de las variables endógenas y el Modelo 3, trae los resultados del Método de Chamberlain.

⁹ Gourieroux, (1988).

El efecto del nivel de educación adquirido por el niño (capital humano formal) sobre la asistencia a la escuela, es positivo y significativo en todos los modelos. Por su parte, el efecto de la experiencia de trabajo del niño (capital humano informal), siempre es negativo y significativo. Sin embargo, mientras que en el primer modelo su efecto es en valor absoluto muy superior al del stock de educación, en los dos siguientes, su valor es muy similar en valor absoluto al coeficiente correspondiente al de la educación. En los tres modelos, resulta negativo y significativo el efecto de haber alcanzado un nivel superior a la primaria sobre la escolarización, lo cual puede estar asociado al aumento significativo del costo de la educación en el bachillerato¹⁰.

En síntesis, teniendo en cuenta el efecto del aumento del costo de la educación en el bachillerato, y eliminados los problemas de endogeneidad de las variables, se concluye que si bien los hogares perciben una rentabilidad positiva de la educación, alrededor de la finalización de la primaria se modifica el comportamiento pues se percibe que el ingreso que obtiene el niño trabajando no es despreciable en términos relativos, y que el costo de invertir en educación del niño supera ese ingreso. Esta interpretación ayudaría a explicar la importante deserción que se produce sobre todo a partir de la finalización de la primaria.

Por el lado del efecto que pudiera jugar el ingreso sobre la asistencia escolar, los resultados no permiten aceptar con gran contundencia esta

¹⁰ Se analizó una estimación econométrica de la fundación de ingresos, jefes de familia, incluyendo una variable dummy para los casos de educación superior a la primaria. El coeficiente de esta variable fue positivo pero no significativo.

Cuadro 3. RESULTADOS DEL MODELO DE DEMANDA DE EDUCACION EN LOS HOGARES RURALES COLOMBIANOS

Variable	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3	
	Coefficiente	T	Coefficiente	T	Coefficiente	T
leduc	2.69	(33.84)*	3.86	(28.28)*	6.27	(16.91)*
lexp	-4.67	(-31.88)*	-3.49	(-9.91)*	-6.75	(-5.82)*
fprim	-2.81	(-26.54)*	-4.87	(-21.38)*	-7.34	(-13.55)*
s	-0.01	(-1.38)	-0.09	(-1.5)	0.08	(0.54)
lsal	-0.01	(0.82)	0.01	(0.059)	-	-
leduca	0.31	(3.6)*	0.14	(0.76)	-	-
lexpa	-0.16	(-1.91)*	0.03	(1.72)	-	-
fprima	0.07	(0.479)	0.05	(0.22)	-	-
sa	-0.16	(-1.53)	-0.24	(-2.65)*	-	-
rg1	0.96	(8.82)*	0.72	(7.19)*	-	-
rg3	-0.26	(-2.86)*	-0.21	(-2.56)*	-	-
rg4	0.03	(0.35)	-0.03	(-0.31)	-	-
educm	0.11	(5.54)*	0.10	(4.82)*	-	-
educp	0.14	(6.31)*	0.11	(5.43)*	-	-
presm	0.36	(1.49)	0.75	(3.38)*	-	-
presp	-0.42	(-3.06)	-0.32	(-2.67)*	-	-
zedm	1.10	(5.09)*	1.30	(6.5)*	-	-
zedp	1.22	(5.34)*	0.95	(4.89)*	-	-
nf1740	0.15	(2.68)*	0.15	(3.30)*	-	-
nh60	0.40	(2.86)*	0.40	(3.27)*	-	-
constante	3.57	(7.62)*	-0.16	(0.107)	-	-
No. de observaciones	8,272		8,272		4,882	
Log. Máxima-verosimilitud	-2,684		-3,643		-0,121	

leduc: años de educación

lexp: años de experiencia

fprim: dummy que diferencia aquellos niños que después de terminada la primaria han alcanzado mayor educación

s: sexo

lsal: ingreso familiar por adulto equivalente

leduca: educación promedio de los demás hijos

lexpa: experiencia promedio de los demás hijos

fprima: promedio de fprim para los demás hijos

sa: sexo de los demás hijos

educm: educación de la madre

educp: educación del padre

presm: dummy que indica presencia de la madre

presp: dummy que indica presencia del padre

zedm: dummy que indica madre sin educación

zedp: dummy que indica padre sin educación

nf1740: número de mujeres entre 17 y 40 años en el hogar

nh60: número de hombres mayores de 60 años en el hogar

Nota: Los valores entre paréntesis corresponden al t-estadístico.

*: El coeficiente es significativo al 99%

Fuente: Cálculos del autor según texto.

hipótesis, pues si bien el coeficiente de la variable ingreso familiar tiene el signo positivo esperado, éste no es significativo, lo cual puede deberse a problemas de la información de la encuesta. Este resultado, sugiere que podría haber una influencia del nivel de ingreso que opera para algunos segmentos de las familias del campo y que, por lo tanto, políticas tendientes a mejorar los ingresos de los pobres del campo tienen un impacto positivo de largo plazo, vía el aumento de la escolarización de los hijos.

El efecto del sexo del niño, si bien confirma la preferencia por la escolarización de las niñas frente a los varones, tiene una significancia baja. De otra parte, en el modelo 3 (Chamberlain) el coeficiente cambia de signo pero no es significativo el resultado.

En cuanto al comportamiento de selección de portafolio de la familia en inversión en educación, con los coeficientes de educación y experiencia de los demás hijos, se observa en el primer modelo, sin instrumentación, que se produce un efecto significativo de complementariedad en la educación entre los diferentes hijos, el cual se mantiene en signo pero desaparece en significancia al eliminar los efectos fijos, individuales y familiares.

El efecto del promedio de la experiencia de los demás hijos es consistente con el resultado anterior. En el primer modelo, su efecto es negativo y significativo. Al eliminar los problemas de endogeneidad, su signo se vuelve positivo pero no es significativo. Un resultado importante es la presencia de la madre y su nivel de educación. Como era de esperarse, los coeficientes son positivos y significativos. La educación del padre también resulta significativa. Sin embargo, la presencia de este último no ayuda a la mayor

escolarización de los niños, evidenciando los posibles conflictos al interior del hogar rural con respecto a este tópico. Estos resultados, confirman el círculo virtuoso (o vicioso) que se halla en la base del problema de la deficiente cobertura de la educación que aún queda en países como Colombia.

Dentro de las variables familiares, un resultado interesante es la influencia negativa que tienen sobre la escolarización, los hermanos varones. Complementariamente, se encontró que entre mayor es el número de mujeres entre 17 y 40 años y de hombres mayores de 60 años, aumenta la probabilidad de escolarización de los niños.

En los Cuadros 4, 5 y 6, se presentan los resultados del Modelo 2 (Variables Instrumentales), diferenciando por región geográfica, sexo del niño y nivel de educación de la madre, respectivamente.

VI. CONCLUSIONES

Este trabajo mostró con información de la encuesta de hogares rurales de Colombia de 1993 (EH81R), que sobre todo a partir de la finalización de la primaria, el costo de oportunidad de la escolarización sigue siendo alto frente a la remuneración del trabajo y que la formación de capital humano informal sigue siendo importante en el sector rural.

De otra parte, el análisis confirmó una complementariedad en las decisiones de inversión en capital humano al interior de la familia rural, contrastando con los resultados obtenidos en otros países del tercer mundo (por ejemplo, Costa de Marfil).

En cuanto al efecto del ingreso familiar, se ratificó el impacto positivo de esta variable sobre la escolarización, confirmando con ello las hipótesis

tradicionales del efecto del ingreso sobre la educación en países en vías de desarrollo. Sin embargo, su resultado no muy significativo puede deberse, tanto a la calidad de la información de la encuesta, como a la misma instrumentación, donde no es posible diferenciar totalmente el efecto de variables endógenas que interactúan entre ellas como pueden ser el ingreso y la educación de los padres.

Lo que se concluye de manera clara, es la importante influencia positiva que tiene la presencia y educación de la madre, así como la educación del padre, a pesar de que su presencia le resta a la escolarización.

Las implicaciones de políticas para el sector rural son: 1) difundir y poner en funcionamiento la escuela preescolar, y 2) abaratar los costos relativos de la educación secundaria, ya sea a través de la oferta, con el montaje de escuelas de secundaria en los conglomerados rurales o vía demanda con becas, pago de matrículas o asumiendo el costo de los materiales educativos.

Finalmente, es plausible suponer que aumentos de los ingresos de las familias rurales de mas bajos recursos deban generar efectos de magnitud no despreciable sobre la escolarización de sus hijos y en consecuencia sobre el aumento de bienestar en el mediano plazo.

**Cuadro 4. MODELO DE DEMANDA DE EDUCACION EN LOS HOGARES RURALES COLOMBIANOS
RESULTADOS A NIVEL REGIONAL**

Variable	Región 1		Región 2		Región 3		Región 4	
	Coefficiente	T	Coefficiente	T	Coefficiente	T	Coefficiente	T
leduc	3.84	(12.69)*	4.06	(15.63)*	4.09	(15.39)*	3.58	(12.11)*
lexp	-5.01	(-6.44)*	-3.54	(-5.28)*	-3.04	(-4.37)*	-2.69	(-3.52)*
fprim	-3.16	(-6.27)*	-5.28	(-12.37)*	-5.45	(-12.75)*	-5.36	(-10.24)*
s	-0.015	(-0.103)	-0.25	(-2.03)*	-0.091	(-0.73)	-0.86	(-0.58)
lsal	0.14	(0.47)	0.188	(0.799)	0.067	(0.258)	-0.5	(-1.55)
leduca	0.139	(0.34)	-0.237	(0.67)	0.171	(0.482)	0.52	(1.33)
lexpa	0.08	(0.26)	0.42	(1.3)	0.048	(0.148)	-0.46	(-1.19)
fprima	0.24	(0.438)	0.27	(0.61)	0.16	(0.376)	-0.45	(-0.95)
sa	-0.065	(-0.31)	-0.084	(-0.49)	-0.45	(-2.58)*	-0.44	(-2.32)*
educm	-0.05	(0.937)	0.124	(3.12)*	0.098	(2.56)*	0.237	(4.81)*
educp	0.079	(1.53)	0.104	(2.77)*	0.113	(3.2)*	0.11	(2.72)*
presm	0.34	(0.72)	0.615	(1.44)	1.36	(3.09)*	0.95	(1.91)*
presp	-0.481	(-1.53)	-0.428	(-1.76)*	0.53	(0.23)	-0.22	(-0.86)
zedm	0.67	(0.137)	1.60	(4.22)*	1.66	(4.48)*	2.0	(4.4)*
zedp	0.51	(1.04)	1.16	(3.09)*	1.15	(3.28)*	0.91	(2.19)*
nf1740	0.087	(0.75)	0.104	(1.17)	0.20	(2.15)*	0.25	(2.74)*
nh60	0.168	(0.55)	0.557	(2.53)*	0.006	(0.026)	0.67	(2.65)*
constante	3.99	(1.17)	-2.06	(0.757)	-2.98	(-0.98)	2.69	(0.77)
número de observaciones	1668		2484		2103		2017	
log. Máxima-verosimilitud	-702.0		-1068.6		-1021.7		-792.5	

leduc: años de educación.

lexp: años de experiencia.

fprim: dummy que diferencia aquellos niños que después de terminada la primaria han alcanzado mayor educación.

s: sexo.

lsal: ingreso familiar por adulto equivalente.

leduca: educación promedio de los demás hijos.

lexpa: experiencia promedio de los demás hijos.

fprima: promedio de fprim para los demás hijos.

sa: sexo de los demás hijos.

educm: educación de la madre.

educp: educación del padre.

presm: dummy que indica presencia de la madre.

presp: dummy que indica presencia del padre.

zedm: dummy que indica madre sin educación.

zedp: dummy que indica padre sin educación.

nf1740: número de mujeres entre 17 y 40 años en el hogar.

nh60: número de hombres mayores de 60 años en el hogar.

Nota: Los valores entre paréntesis corresponden al t-estadístico.

*: El coeficiente es significativo al 99%.

Fuente: Cálculos del autor según texto.

**Cuadro 5. MODELO DE DEMANDA DE EDUCACION EN LOS HOGARES RURALES COLOMBIANOS
RESULTADOS SEGUN SEXO**

Variable	Mujer		Hombre	
	Coefficiente	T	Coefficiente	T
leduc	3.79	(18.93) *	3.88	(20.39) *
lexp	-3.28	(-5.57) *	-3.22	(-6.67) *
fprim	-4.69	(-14.52) *	-5.29	(-15.48) *
lsal	-0.17	(-0.88)	0.224	(1.22)
leduca	0.389	(1.46)	0.014	(0.055)
lexpa	-0.28	(-1.14) *	0.187	(0.82)
fprima	-0.11	(-0.33)	0.16	(0.51)
sa	-0.07	(-0.56)	-0.37	(-2.94) *
rg1	0.74	(4.85) *	0.65	(4.78) *
rg3	-0.26	(-2.23) *	-0.18	(-1.65) *
rg4	-0.20	(-1.55)	0.138	(1.17)
educm	0.12	(3.79) *	0.096	(3.32) *
educp	0.08	(2.84) *	0.135	(4.88) *
presm	0.49	(1.39)	0.93	(3.23) *
presp	-0.27	(-1.56)	-0.39	(-2.36) *
zedm	1.49	(4.97) *	1.17	(4.33) *
zedp	0.61	(2.16) *	1.26	(4.65) *
nf1740	0.164	(2.3) *	0.16	(2.53) *
nh60	0.34	(1.75)	0.48	(2.98) *
constante	1.70	(0.73)	-3.10	(-1.48)
número de observaciones	3957		4315	
Log. máxima verosimilitud	-1675.77		-1957.36	

leduc: años de educación.

lexp: años de experiencia.

fprim: dummy que diferencia aquellos niños que después de terminada la primaria han alcanzado mayor educación.

lsal: ingreso familiar por adulto equivalente.

leduca: educación promedio de los demás hijos.

lexpa: experiencia promedio de los demás hijos.

fprima: promedio de fprim para los demás hijos.

sa: sexo de los demás hijos.

rg 1 a 4: Dummy indicando la región del hogar entrevistado.

educm: educación de la madre.

educp: educación del padre.

presm: dummy que indica presencia de la madre.

presp: dummy que indica presencia del padre.

zedm: dummy que indica madre sin educación.

zedp: dummy que indica padre sin educación.

nf1740: número de mujeres entre 17 y 40 años en el hogar.

nh60: número de hombres mayores de 60 años en el hogar.

Nota: Los valores entre paréntesis corresponden al t-estadístico.

*: El coeficiente es significativo al 99%.

Fuente: Cálculos del autor según texto.

**Cuadro 6. MODELO DE DEMANDA DE EDUCACION EN LOS HOGARES RURALES COLOMBIANOS
RESULTADOS SEGUN EDUCACION DE LA MADRE**

Variable	Sin educación		Mitad primaria		Finalizó primaria		Bachillerato o más	
	Coefficiente	T	Coefficiente	T	Coefficiente	T	Coefficiente	T
leduc	3.85	(12.19)*	3.7	(17.85)*	3.96	(15.08)*	5.13	(9.5)
lexp	-4.71	(-5.91)*	-2.87	(-5.36)*	-3.62	(-5.22)*	-4.88	(-3.45)*
fprim	-3.92	(-7.77)*	-5.34	(-14.87)*	-4.88	(-1.25)	-5.17	(-6.35)*
s	0.018	(0.018)	-0.18	(-1.74)	-0.16	(-1.25)	0.2	(-0.88)*
lsal	-0.52	(-1.81)*	0.4	(1.98)*	-0.10	(-0.39)	-0.51	(-1.09)
leduca	0.57	(1.4)	-0.09	(-0.31)	0.198	(0.54)	0.54	(0.81)
lexpa	-0.37	(-1.22)	0.42	(1.5)	-0.07	(-0.19)	-1.01	(-1.38)
fprima	-0.09	(-0.16)	-0.01	(-0.029)	0.14	(0.33)	-0.24	(-0.31)
sa	-0.32	(-1.58)	-0.40	(-2.81)*	-0.18	(-1.03)	0.12	(0.41)
rg1	0.49	(2.28)*	0.66	(4.15)*	1.13	(5.51)*	0.92	(2.29)
rg3	0.09	(0.45)	-0.30	(-2.45)*	-0.05	(-0.34)	-0.63	(-2.32)*
rg4	-0.7	(-3.19)	0.16	(1.28)	0.15	(0.91)	0.01	(0.03)*
educp	0.10	(1.67)	0.16	(4.52)*	0.074	(2.14)*	0.077	(1.7)
presm	0.82	(3.1)	-	-	-	-	-	-
presp	0.43	(1.77)	-0.38	(-2.1)*	-0.60	(-2.18)*	-1.57	(-3.02)
zedp	1.02	(1.75)	1.43	(4.12)*	0.56	(1.47)	-0.11	(-0.18)
nf1740	0.347	(3.52)*	0.147	(2.09)*	0.06	(0.72)	-0.27	(-1.09)
nh60	0.098	(0.41)	0.63	(3.4)*	0.23	(0.91)	0.57	(0.73)
constante	7.76	(2.3)*	-3.7	(-1.60)	3.46	(1.15)	10.4	(1.8)
número de observaciones	1207		2940		2103		1683	
log. máxima varosimilitud	-692.0		-1521.9		-1021.7		-343.65	

leduc: años de educación.

lexp: años de experiencia.

fprim: dummy que diferencia aquellos niños que después de terminada la primaria han alcanzado mayor educación.

s: sexo.

lsal: ingreso familiar por adulto equivalente.

leduca: educación promedio de los demás hijos.

lexpa: experiencia promedio de los demás hijos.

fprima: promedio de fprim para los demás hijos.

sa: sexo de los demás hijos.

rg 1 a 4: Dummy indicando la región del hogar entrevistado.

educp: educación del padre.

presm: dummy que indica presencia de la madre.

presp: dummy que indica presencia del padre.

zedm: dummy que indica madre sin educación.

zedp: dummy que indica padre sin educación.

nf1740: número de mujeres entre 17 y 40 años en el hogar.

nh60: número de hombres mayores de 60 años en el hogar.

Nota: Los valores entre paréntesis corresponden al t-estadístico.

*: El coeficiente es significativo al 99%.

Fuente: Cálculos del autor según texto.

I. METODOS ECONOMETRICOS

El primer problema que se tiene con la información disponible es que el gasto de consumo de la familia no se conoce. Sólo se tiene información del ingreso familiar. Se supone que el ingreso familiar se descompone en un componente permanente y uno transitorio, pudiendo asimilarse el permanente, al gasto de consumo. Entonces, si sal_{it} es el ingreso familiar, tenemos:

$$\ln(sal_{it}) = \ln(c_{it}) + e_{it} \quad (7)$$

pudiéndose reemplazar en la ecuación (6), el consumo por el ingreso familiar. Por lo tanto se tiene un modelo con error de medición de la variable gasto de consumo y es necesario corregirla por métodos de variables instrumentales (Bowden y Turkington, 1987).

Sin embargo, este no es el único problema de sesgo de endogeneidad en la estimación de la ecuación (6). En efecto, si descomponemos la heterogeneidad inobservable en (6), en efectos familiares, γ_i , un efecto individual del niño, δ_i , y un término de heterogeneidad residual, η_{it} , como en los métodos con varios índices, tenemos:

$$\mu_{it} = \gamma_i + \delta_i + \eta_{it} \quad (8)$$

Ahora, γ_i mide el gusto inobservable de la familia por la educación de sus hijos. Se puede esperar que el nivel de capital humano de los niños esté correlacionado con este gusto inobservable. Así:

$$E(\log(s_{it} + s_o) \gamma_i) > 0 \quad \forall i \quad (9)$$

Entonces, esa variable es endógena en (6). Se puede aplicar el mismo argumento para el nivel de salario familiar.

Se puede repetir el argumento para el efecto individual del niño. Si éste es particularmente brillante en la escuela, es racional para el jefe de la familia invertir más recursos en la educación de ese niño. Entonces tendremos:

$$\begin{aligned} E(\log(s_{it} + s_o) \delta_i) &> 0 \quad \forall i \\ E(\log(e_{it} - s_o) \delta_i) &< 0 \quad \forall i \end{aligned} \quad (10)$$

Para corregir los sesgos de endogeneidad, tienen que aplicarse métodos de variables instrumentales a la ecuación (6) o utilizar un método que elimine los efectos fijos con variables cualitativas. Por eso, se estimarán dos tipos de modelo.

A. Uso de variables instrumentales

En el primer modelo, trabajamos con la hipótesis de que hay variables Z , los instrumentos, que sirven para verificar dos hipótesis un poco más fuertes de lo que se hace en los modelos lineales (Bowden y Turkington, 1987). Primero, que la ley de mti condicional a Z no depende de Z y es logística. Segundo, si T denota todas las variables que aparecen en (6), tenemos:

$$E(T'Z) \text{ es de rango iguala la dimensión de } T \quad (11)$$

En este caso, Nelson y Olsen (1978) y Newey (1987) muestran que un método consistente de estimación en este modelo de variables cualitativas se parece al método de mínimos cuadrados en dos etapas en el modelo lineal. Así, en la primera etapa, se estiman las predicciones de las variables T por mínimos cuadrados, utilizando como variables explicativas los instrumentos Z . Después, se reemplaza en (6), T por sus predicciones T_a y se estima el modelo por el método

Logit. Es necesario corregir los errores estandar de la segunda etapa (Pagan,1986).

Se debe cumplir con condiciones de identificación. El número de instrumentos que predigan las variables endógenas debe ser mayor que el número de variables T (condición 11). Se puede controlar parcialmente la validez de la hipótesis de que Z, son instrumentos válidos, con el uso del test de sobre identificación de Sargan (1976).

B. Método de los efectos fijos familiares

El segundo método basado en Andersen (1973) y Chamberlain (1984), consiste en observar el comportamiento de los diferentes niños de una familia, eliminando los efectos fijos, gf. Bajo la hipótesis de que $\text{nti}=\text{di}+\text{mti}$ sigue una ley logística, el sistema y la ecuación (6), se escriben:

$$L_{ii}^* = T_{iia} + \gamma_i + v_{ii} \quad y: \\ P(L_{ii}^* > 0) = 1/(1 + \exp(-T_{iia} - \gamma_i)) \quad (12)$$

Consideremos una familia f con dos hijos, $i=1,2$, de los cuales, uno va a la escuela y el otro no. En este caso la probabilidad de que un hijo vaya a la escuela y el otro no, se escribe:

$$P_1 = [1/(1 + \exp(-T_{i1a} - \gamma_1))] * [\exp(-T_{i2a} - \gamma_2) / (1 + \exp(-T_{i2a} - \gamma_2))] \quad (13)$$

Si es el segundo el que va a la escuela y el otro no, la probabilidad es:

$$P_2 = [1/(1 + \exp(-T_{i2a} - \gamma_2))] * [\exp(-T_{i1a} - \gamma_1) / (1 + \exp(-T_{i1a} - \gamma_1))] \quad (14)$$

Entonces, la probabilidad de observar una familia con dos hijos, que uno vaya a la escuela es $P_1 + P_2$ y, la probabilidad de que sea el primero de los

dos hijos el que va a la escuela condicional al hecho de que uno solo de los hijos va a la escuela se escribe:

$$P = P_1 / (P_1 + P_2) = \\ \exp(-T_{i2a} - \gamma_2) / (\exp(-T_{i1a} - \gamma_1) + \exp(-T_{i2a} - \gamma_2)) \quad (15)$$

entonces:

$$P = 1/[1 + \exp(-(T_{i1} - T_{i2})a)] \quad (16)$$

y esta probabilidad condicional no depende del efecto fijo familiar, γ_i . Este modelo se estima por el método de Máxima Verosimilitud y los estimadores son consistentes y cumplen la ley asintótica normal.

Dos particularidades deben notarse de este método. Primero, que sólo se pueden utilizar las observaciones correspondientes a familias donde los hijos tienen comportamientos diferentes con respecto a la asistencia escolar. Entonces, se eliminan las familias donde hay un solo hijo entre 5 y 17 años y donde todos los niños van a la escuela o ninguno va.

Segundo, sólo se identifican los efectos de variables que varían entre hijos de una misma familia. De hecho, no se pueden identificar los efectos de variables familiares. Esta particularidad se parece a la estimación con datos de panel (Hsiao,1989) donde sólo se puede identificar los efectos de variables que varían con el tiempo. Así, la expresión (6) se escribe:

$$L_{ii}^* = (\lambda_1 - \lambda_3) \log(s_{ii} + s_o) + (\lambda_2 - \lambda_4) \log(e_{ii} - s_{ii}) + \\ \delta / \alpha \log(c_{it}) + \lambda_3 \sum \log(s_{ij} - s_o) + \lambda_4 \sum \log(e_{ij} - s_{ij}) + \\ X_{ii} + \gamma + \mu_{ii} \quad (17)$$

Como se eliminan las variables familiares, sólo se pueden identificar $(\lambda_1 - \lambda_3)$, $(\lambda_2 - \lambda_4)$ y los

coeficientes γ de las variables individuales (el sexo, por ejemplo).

Finalmente, en este caso, se debe instrumentar las variables individuales porque los efectos individuales no están eliminados por este método. Así como en la sección previa, se reemplazan las variables endógenas por predicciones obtenidas por instrumentación.

C. Escogencia de las variables y resultados

1. Variables explicativas

Con base en el modelo econométrico desarrollado en la sección anterior y teniendo en cuenta la información de la encuesta de hogares, las variables explicativas utilizadas son:

a. Variables individuales del niño:

- leduc: Logaritmo del número de años de educación.
- lexp: Logaritmo del número de años de experiencia, definida como la edad menos el número de años de educación.
- fprim: Variable dummy que diferencia el caso de niños que después de terminada la primaria han alcanzado una mayor educación.
- s: Sexo del niño que toma el valor de 0 para las niñas y, 1 para los niños.

b. Variables familiares

- lsal: Logaritmo del ingreso familiar por adulto equivalente.
- leduca: Logaritmo del nivel promedio de educación de los demás hijos.

- lexp: Logaritmo del nivel promedio de experiencia de los demás hijos.

- fprima: Valor promedio para los demás niños de la dummy que expresa la continuación de la educación después de la primaria.

- sa: Valor promedio del sexo de los demás niños.

- educm: Número de años de educación de la madre.

- educp: Número de años de educación del padre.

- presm: Dummy que toma el valor de 1, si la madre está presente y, 0 si no.

- presp: Dummy que toma el valor de 1, si el padre está presente y, 0 si no.

- zedm: Dummy que indica cero educación de la madre, pero que puede corresponder a problemas de la entrevista.

- zedp: Igual que lo anterior pero para el padre.

- nf1740: Número de mujeres entre 17 y 40 años en el hogar.

- nh60: Número de hombres mayores de 60 años.

c. Variables Regionales

- rg1-rg4. Dummy indicando la región a la que pertenece cada hogar entrevistado.

2. Variables instrumentales

Al estimar un modelo Logit, no se puede utilizar el método de mínimos cuadrados en dos etapas

para eliminar el efecto de la endogeneidad de algunas de las variables explicativas. A cambio de ello, las variables endógenas se estiman en función de una serie de instrumentos por mínimos cuadrados ordinarios, lo cual produce estimadores consistentes de los parámetros de interés, pero con errores estándar inconsistentes.

En el conjunto de variables instrumentales, además de variables exógenas que intervienen también en la estimación del modelo de asistencia escolar, se incluyen otras variables exógenas que consideramos instrumentos válidos, dependiendo del tipo de endogeneidad que queremos controlar. En general, todas las variables endógenas son instrumentadas en función del mismo conjunto de instrumentos.

En el Cuadro 1, se presenta el conjunto de variables instrumentales escogidas para cada variable endógena, indicando el valor de la función χ^2 , que sirve como criterio de evaluación para aceptar la pertinencia de ellas. Para las cuatro variables endógenas (lsal, leduc, lexp, fprim), se estimaron dos tipos de ecuaciones. La primera, incluye variables personales del niño, de los

padres, de la familia y la región de origen. La segunda, incluye además de las anteriores, la ocupación de los miembros de la familia y las características de la vivienda. Terminó utilizándose el primer tipo de ecuación en la instrumentación debido a que las variables adicionales de la segunda, prácticamente no aportaron mayor información para la explicación de las variables endógenas.

La calidad de la estimación con las variables instrumentales se verifica haciendo pruebas estadísticas sobre las restricciones de sobreidentificación. Hay una serie de variables de familia incluidas en la instrumentación de las variables endógenas que fueron excluidas de la ecuación de asistencia escolar. De otra parte, hay 9 restricciones de sobreidentificación con un valor de la estadística de Sargan=7.6, inferior al valor crítico de una $\chi^2(9,0.05)=16.9$, por lo cual estas restricciones se aceptan. El conjunto de estas variables explican bien las variables endógenas y las estadísticas de Fisher que dan seguridad sobre la presencia de estas variables en las ecuaciones de lsal1, ledins1, lexpins1 y fprim1 son respectivamente: 28.6, 25.8, 33.8 y 14.9.

Cuadro 1. INSTRUMENTACION DEL INGRESO PER CAPITA DE LA FAMILIA, DEL NIVEL DE EDUCACION DEL JOVEN. LA EXPERIENCIA Y EL ESTUDIO EN SECUNDARIA
(Valor de la función χ^2 de la estimación*)

	Log(ingreso per cápita)		Log(educación)		Log(experiencia)		Log(secundaria)	
	LSAL1	LSAL2	LEDINS1	LEDINS2	LEXPINS1	LEXPINS2	FPRIM1	FPRIM2
Carácter. del joven	-	-	1138.2	1145.2	538.6	572.5	679.5	678.65
No.Var.(9)			(10-4)	(10-4)	(10-4)	(10-4)	(10-4)	(10-4)
Carácter. de los padres	51.98	30.03	100.12	58.87	140.66	78.6	38.12	19.2
No.Var.(12)	(10-4)	(10-4)	(10-4)	(10-4)	(10-4)	(10-4)	(10-4)	(10-4)
Carácter. de la familia	27.84	45.05	45.87	32.28	46.41	31.8	17.96	10.91
No. Var.(9)	(10-4)	(10-4)	(10-4)	(10-4)	(10-4)	(10-4)	(10-4)	(10-4)
Ocupación de los miembros de la familia	-	85.66	-	4.50	-	9.72	-	6.01
No.Var.(7)		(10-4)		(10-4)		(10-4)		(10-4)
Carácter. de la vivienda	-	7.35	-	30.59	-	39.51	-	13.2
No.Var.(6)		(10-4)		(10-4)		(10-4)		(10-4)
Región	17.46	32.96	37.68	27.71	57.87	46.3	16.69	12.0
No.Var.(3)	(10-4)	(10-4)	(10-4)	(10-4)	(10-4)	(10-4)	(10-4)	(10-4)
Joven(9)	Padres(12)		Familia(9)		Ocupación(7)		Vivienda(6)	
sexo	educm=educ madre		np= n. per>20 años		ntrav=n.per trabajan		tipovd=tipo vivienda	
edad	educp=educ padre		na= n.jov en ed.esc		nchom=n.desemple.		edivivd=tipo edific.	
edad2=edad^2	edadm=edad madre		nf1740=n.muj (17-40		ntrind=n.independ.		matpard=mater. pared	
edad3=edad^3	edadp=edad padre		nf4160=n.muj(41-60a		ntrag=n.trab. agricult		matpisd=mater.piso	
edad4=edad^4	educm2,educp2,		nf60=n.muj(> 60año)		ntrman=n.trab.industri		sanhogd=tipo sanitario	
edad2=s*edad	edadm2,edadp2		nh4160=n.ho(41-60año)		ntrcs=n.trab.construc.		vivstad=contrato vivi.	
edad2=s*edad^2	presm=pres.madre		nh60=n.ho(>60 año)		ntrsv=n.trab.servicios			
edad3=s*edad^3	presp=pres.padre		nin01=n.niños(<=1 año)					
edad4=s*edad^4	zedm=n.res edu madre		nf1740=n.niños(2-4año)					
	zedp=n.res edu padre							

* Entre paréntesis aparece la probabilidad de aceptar que los coeficientes sean iguales a cero.

Fuente: Cálculos del autor.

BIBLIOGRAFIA

- Andersen, P.K. (1973), "Conditional Inference and Models for Measuring", Mentalhygienjensk Vorlag, Copenhagen.
- Becker, G.S. y Tomes N. (1976), "Child endowments and the quantity and quality of children", *Journal of Political Economy*, 84, p143-162.
- Behrman, J.R., R.A. Pollak y Taubman P. (1982), "Parental preferences and provision for progeny", *Journal of political economy*, 90, p52-73.
- Blinder, A.S. y Weiss R. (1976), "Human capital and labor supply: a Synthesis", *Journal of Political Economy*, 84, p449-472.
- Bowden y Turkington, (1987), *Instrumental Variables*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Cárdenas, M. Pontón A. y Trujillo J. P. (1993), "Convergencia y migraciones interdepartamentales en Colombia: 1950-1989", *Coyuntura Económica*, p.111-137.
- Chamberlain, G., (1984), "Panel Data" en eds. Griliches and Intriligator, *Handbook of Econometrics*, Elsevier. Amsterdam.
- De Vreyer, Ph., S. Lambert y Magnac Th. (1994), "Demand for education in Cote d'Ivoire: a look at family behaviour" *Mimeo*, Hedm, Inra, France.
- Deaton, A.S. (1992), "Understanding Consumption", Clarendon Lectures en Economics, Oxford University Press, Oxford.
- Eckstein, Z. y Wolpin K. I. (1989), "Dynamic labour force participation of married woman and endogeneous work experience", *Review of economic studies*, 56, p375-90.
- Gouriéroux, C. (1989), *Econometrie des variables qualitatives*, Economica. París.
- Heckman, J.J. (1976), "A cycle model of earnings learning and consumption", *Journal of political economy*, 84, p511-544.
- Hsiao, C. (1982), "Analysis of Panel Data", Cambridge U.P., Cambridge.
- Jacoby, H. (1990), "Borrowing constraints and school attendance", *Mimeo*, Dept. of economics, Rochester.
- Leibovich, J. (1996) "Ingresos y participación laboral de las mujeres en el sector rural colombiano".
- Molina, C.G., Polanía D. Alviar M. (1993), "El gasto público en educación y distribución de subsidios en Colombia". *Informe para la Misión Social*, Fedesarrollo.
- Nelson F. y Olsen L. (1978), "Specification and estimation of a simultaneous equation model with limited dependent variables", *International Economic Review*.
- Newey, W.K. (1987), "Efficient estimation of limited dependent variables with endogenous explanatory variables", *Journal of Econometrics*.
- Pagan, A. (1986), "Two stage and related estimators and their applications", *The review of economic studies*.
- Psacharopoulos, G. y Woodhall M. (1985), "Education for development" *The World Bank*, Washington.
- Rosenzweig, M.R. (1977), "Farm family schooling decisions: Determinants of the quantity and quality of educations in agricultural populations", *The Journal of human resources*.
- Rosenzweig M. R., (1988), "Risk, implicit contracts and the family in rural areas of developing countries", *The Economic Journal*.
- Rosenzweig M.R. y Evenston R. (1977), "Fertility, schooling and the economic contribution of children in rural India", *Econometrica*, 45, p1065-1079.
- Rosenzweig M.R. y Wolpin K. I. (1993), "Credit market constraints, consumption smoothing and the accumulation of durable production assets in low-income countries: Investments in Bullocks in India", *Journal of political economy*.
- Shaw, K.L. (1989), "Life cycle labor supply with human capital accumulation", *International economic review*, 30, p431-456.
- Schultz, T.P. (1988), "Education investments and returns", en eds Chenery, H and T.N. Srinivasan, *Handbook of development economics*, North Holland, Amsterdam.