

## *Apéndice metodológico I*

### Definición de las variables.

— Sexo del niño: variable "dummy" que toma valor 0 si el niño es mujer y 1 si es hombre.

— Sexo del jefe del hogar: variable "dummy" con valor 0 si el jefe de familia es mujer y 1 si es hombre.

— Estado de ocupación del niño: variable "dummy" que toma valor 1 si el niño participa en la fuerza labora y 0 si no participa.

— Estado de ocupación del jefe del hogar: variable "dummy" que toma valor 1 si el jefe de la familia trabaja y 0 si no trabaja.

— Estado de ocupacion de la madre: variable "dummy" que toma valor 1 si la madre trabaja y 0 si no trabaja.

— Area: variable "dummy" que toma valor 1 si el niño pertenece al área rural y 0 si pertenece al área urbana.

— Sector informal: variable "dummy" con valor 1 si el jefe del hogar se encuentra trabajando en el sector informal y 0 si está en el sector formal.

— Nacionalidad del jefe del hogar: variable "dummy" que toma valor 1 si el jefe de familia es extranjero y valor cero si es venezolano.

— Grupo de edad: se agruparon los niños en tres grupos de acuerdo a la edad y se le asignó un código a cada grupo. Se le dio valor cero a los niños entre 0 y 3 años, valor uno a los niños entre 4 y 6 años, valor dos a los comprendidos entre 7 y 10 años y por último valor tres a los que tenían 11 y 14 años.

— Menores: el número de menores en el hogar se dividió en dos grupos, se designaron los niños de 0 a 4 años bajo el grupo "bebés" y el resto de los menores bajo el grupo "niños en edad escolar".

## *Desarrollo del modelo*

### *3.1 Un modelo de demanda de educación*

En el presente estudio se analiza la demanda de educación de los niños a partir de una serie de características socioeconómicas y demográficas. Dado que la educación implica costos y proporciona beneficios los padres de familia toman en consideración una serie de variables a la hora de enviar sus hijos a la escuela. De esta forma se puede construir un modelo que relacione la demanda de educación a esta serie de variables pertinentes. Por ser la demanda de educación una variable dicótoma, representa una

decisión entre dos alternativas, el análisis se realizará en el contexto general de los modelos de probabilidad <sup>22</sup>.

$$\text{Prob [ asistir a la escuela ]} = \text{Prob [ } Y=1 \text{ ]} = F [ \text{ variables relevantes } ]$$

La variable dependiente "asistencia escolar", tomará valor 1 si el niño asiste a la escuela en el momento en que se realizó la encuesta y valor cero si no asiste. Se tratará de explicar la decisión de los padres de educar a sus hijos a partir de un vector  $X_i$  formado por 14 variables. Cada individuo tiene asociado a él un vector  $X_i$  (variables independientes) y una respuesta,  $Y_i$ , igual a cero o a uno.

$$\text{Prob [ } Y=1 \text{ ]} = F(x, B) = P_i \quad (3.1)$$

$$\text{Prob [ } Y=0 \text{ ]} = 1 - F(x, B) = 1 - P_i$$

el valor de la variable  $P_i$  se interpreta como la probabilidad de que un niño con características  $X_i$ , asista a la escuela y  $F(\cdot)$  representa la función de distribución logística.

El análisis empírico se llevará a cabo a través de un modelo logit,

$$\begin{aligned} \text{Prob}[Y = 1] &= \frac{e^{B'x}}{1 + e^{B'x}} & (3.2) \\ &= \theta(B'x) \end{aligned}$$

se realizará el análisis para cada grupo de edad por separado, debido a que la demanda de educación se espera sea diferente para cada grupo. El comportamiento de las elasticidades difiere para cada uno de estos grupos.

Para la interpretación de los resultados se debe entender que los coeficientes estimados no indican el aumento en la probabilidad de asistir a la escuela cuando aumenta en una unidad alguna de las variables independientes. Los coeficientes reflejan el efecto de un cambio de una variable independiente sobre  $\text{Ln}\left(\frac{P_i}{1 - P_i}\right)$ . La magnitud

del aumento en la probabilidad depende de la probabilidad original y por tanto de los valores iniciales de todas las variables independientes y de sus coeficientes.

Por el hecho de que los coeficientes estimados reflejan el cambio de una variable independiente sobre el logaritmo de la probabilidad, en vez de sobre la probabilidad en sí misma, también reportaré las derivadas parciales  $dP/dX_i$  evaluadas a la media muestral correspondiente a cada característica (variables independientes), para evaluar el efecto que tiene la variación de cada variable sobre la probabilidad de asistencia escolar, como se demuestra a continuación

<sup>22</sup> GREEN, Bill, *Econometric Analysis* (Mc Graw Hill, 1987)

$$P_i = \frac{e^{B'x}}{1 + e^{B'x}} \quad (3.3)$$

B', x a la media

Las derivadas parciales, o bien los efectos marginales, muestran la variación en la probabilidad de que un individuo asista a la escuela cuando varía en una unidad alguna de las variables independientes <sup>23</sup>.

### 3.2 Los resultados obtenidos

Las estimaciones se realizaron utilizando el paquete estadístico LIMDEP para IBM. El cuadro N° 3.1 muestra las estimaciones, para niños entre 4 y 14 años, de las variables que en este estudio mostraron ser significativas como determinantes de la asistencia escolar. Se reportan los valores estimados de los coeficientes y los efectos marginales de cada variable independiente.

Las variables sexo del niño y sexo del jefe del hogar no fueron incluidas en el modelo presentado pues mostraron que no eran significativas para explicar la variación en la probabilidad de demandar educación. No existe discriminación en cuanto al sexo del niño al tomar la decisión de educar a los hijos. Las variables estado de ocupación del niño, estado de ocupación de la madre, edad del jefe de la familia y número de niños menores de 4 años en el hogar no mostraron ser significativas, así como tampoco el hecho de que el padre se encontrara trabajando en el sector informal o en el formal, estas variables también fueron excluidas del modelo.

El ingreso familiar muestra una relación positiva significativa con la participación escolar <sup>24</sup>. Las familias con ingresos elevados tienen mayores posibilidades de financiar la educación de sus hijos y/o proveer un ambiente familiar adecuado que fomente el desarrollo de la motivación y el deseo por el mejoramiento personal. Los resultados muestran que un aumento de 100 Bs en el ingreso familiar aumenta la probabilidad de asistencia escolar en 0,029 por ciento aproximadamente. Las familias con ingresos familiares bajos tienden a mandar menos sus hijos a la escuela, muchas veces los niños son necesitados para que colaboren con el sustento familiar y son enviados a trabajar desde edades muy tempranas limitando así el tiempo necesario para la educación. Este hecho se ve reforzado al observar que la probabilidad de asistir a la escuela se reduce en casi un 8 por ciento si el niño pertenece al área rural. Los niños que pertenecen a zonas rurales tienen mayores dificultades para asistir a la escuela que los niños del área urbana, muchas veces tienen acceso solamente a escuelas de una sola aula mientras que en el área urbana se puede disfrutar en la mayoría de los casos del sistema completo de enseñanza primaria. Muchas de las familias en el área rural no poseen los recursos necesarios para cubrir los requerimientos mínimos de la educación y además tienden a menospreciar la necesidad de educarse con los beneficios que ésta proporciona.

<sup>23</sup> El análisis de significación de los coeficientes del modelo se realizó con un nivel de confianza de 95%.

<sup>24</sup> LEIBOWITZ, Arleen (1974), Home investment in children, *Journal of Political Economy*, 82, S111-31

El número de niños en edad escolar mostró ser estadísticamente significativo y con signo negativo. Mientras mayor es el número de niños en edad escolar en el hogar menor la probabilidad de asistencia escolar. Por cada niño adicional en edad escolar la probabilidad de demandar educación disminuye en casi 2 por ciento. Este resultado es consistente con estudios realizados que demuestran que la relación positiva existente entre el nivel de educación de los padres y la demanda de educación se debilita en la medida en que el número de niños en edad escolar aumenta<sup>25</sup>. Un número mayor de niños en edad escolar incrementa las dificultades para financiar los gastos educacionales.

La nacionalidad del jefe tiene una relación negativa con la demanda escolar y estadísticamente significativa. El efecto marginal de esta variable resultó ser el más fuerte. Los hijos de padres extranjeros tienen menos probabilidad de asistir a la escuela que los hijos de venezolanos. La probabilidad de participar en la educación se reduce en casi 13 por ciento cuando el niño es hijo de extranjero. Esto puede explicarse por el hecho que gran parte de los extranjeros que forman la muestra vienen de regiones vecinas al país y sus condiciones económicas son bastante precarias necesitando de esta forma que sus hijos colaboren con la producción familiar y dediquen poco o ningún tiempo a la educación.

Los años de escolaridad del jefe resultó ser un determinante muy significativo pero su efecto marginal es bajo. Los padres con mas años de escolaridad realizados tienen mayor probabilidad de enviar a sus hijos a estudiar. Un aumento en un año de escolaridad del jefe de familia aumenta en un 2 por ciento la probabilidad de demandar educación. La educación de los padres refleja acceso a la información sobre las ventajas que tiene ésta y su importancia en el futuro de sus hijos. Padres con un nivel alto de educación desean por lo general aumentar la calidad de sus hijos en términos de conocimientos y habilidades adquiridas.

La demanda de la educación también se ve afectada por el hecho de que el jefe de familia esté ocupado o no. Contrariamente a lo esperado si el jefe de la familia se encuentre en la fuerza laboral, la probabilidad de demandar educación se reduce en 6 por ciento aproximadamente. A pesar de que no deja de extrañarnos este resultado podría ser explicado por el hecho de que la mayoría de los integrantes de la muestra son familias con ingresos relativamente bajos. Este hecho puede resultar en que los padres necesitan que sus hijos participen junto con ellos en la fuerza laboral limitando así la posibilidad de éstos de asistir a la escuela. Otra explicación podría hacer referencia al hecho de que cuando el jefe de familia está trabajando, por un lado dedica menos tiempo a incentivar a los niños para el estudio, y por otro necesita que alguien se quede en casa atendiendo a los niños más pequeños así como a las tareas del hogar, y en vista de la imposibilidad de pagarle a una persona externa a la familia, son los hijos los que deben cumplir con este papel.

---

25 GUJARATI, Damodar. *Econometría* (México, Mc Graw Hill, 1981) pp. 310 y siguientes.

**CUADRO N° 3.1**  
**DETERMINANTES DE LA DEMANDA DE EDUCACION**  
**(Para niños entre 11 y 14 años)**

	coeficiente	T-ratio	Media de X	pi	Efecto marg
Uno (a)	-1,34389	-7,598	1	0,20687	-22,05%
Area	-0,31233	-2,699	0,15393	0,48798	-7,804%
Ocup. niño	-0,0796	-3,532	2,5692	0,44905	-1,969%
Niño edad escol.	0,00001	3,318	20371	0,5593	0,00029%
Nac jefe	-0,50516	-2,974	0,0597	0,49246	-12,626%
Años escol. jefe	0,0901	7,725	7,1449	0,6556	2,035%
Edad niño	0,35557	20,733	8,9336	0,95594	1,367%
Ocupjefe	-0,27174	-2,971	0,38579	0,47381	-6,775%

Log-Likelihood -1.747,3

Tamaño de la muestra 5.220

(a) Véase apéndice metodológico

Predicción Vs valores observados				
		Predicción		
		0	1	total
Observado	0	333	387	720
	1	260	4240	4500
total		593	4627	5220

La variable que mostró ser más significativa en la determinación de la demanda de educación fue la edad del niño aunque su efecto marginal es bajo. Un aumento en un año de edad aumenta la probabilidad de asistir a la escuela en un 1,3 por ciento. Para analizar mejor el efecto que tiene la edad en la variable dependiente se estimó un modelo para el grupo de niños entre 7 y 10 años y uno para el grupo entre 11 y 14 años.

#### Niños entre 7 y 10 años

El cuadro N° 3.2 muestra las estimaciones para el grupo entre 7 y 10 años, las variables área económica, nacionalidad y ocupación del jefe del hogar no resultaron significativas y fueron excluidas del modelo. La variable que resultó ser más significativa y con el mayor efecto marginal fue el número de niños en edad escolar. Por cada niño

adicional en edad escolar la probabilidad de asistir a la escuela para este grupo de niño se reduce en un 4,8 por ciento. El ingreso familiar sigue siendo significativo, un aumento en 100 Bs en el ingreso familiar aumenta la probabilidad de demandar educación en 0,06 por ciento. La influencia de los años de escolaridad es positiva y su efecto marginal es muy similar al estimado para todo el grupo de niños. Al igual que para el grupo anterior la edad del niño está relacionada positivamente con la demanda de educación; un año de edad adicional aumenta la probabilidad de educar a los niños en más de 1 por ciento.

**CUADRO N° 3.2**  
**DETERMINANTES DE LA DEMANDA DE EDUCACION**  
(niños entre 7 y 10 años)

	coeficiente	T-ratio	Media de X	pi	Efecto marg
Uno (a)	-0,89549	-1,039	1	0,28998	-18,43%
Niñ edad escol.	-0,21167	-4,413	2,6621	0,36274	-4,89%
Ingreso fam.	0,00003	2,871	20320	0,64739	0,0006%
Años escol. jefe	0,11032	3,836	7,2424	0,68976	2,361%
Edad niño	0,39585	4,041	8,5041	0,96664	1,277%

Log-Likelihood -361

Tamaño de la muestra 1.968

(a) Véase apéndice metodológico

Predicción Vs valores observados				
		Predicción		
		0	1	total
Observado	0	0	101	101
	1	0	1867	1867
total		0	1968	1968

### Niños entre 11 y 14 años

Por último el cuadro # 3. 3 muestra los resultados para el grupo de 11 a 14 años. Para este grupo el ingreso familiar deja de ser significativo y es excluido del modelo, pero ahora el estado de ocupación del niño sí tiene significación estadística. Los niños que se encuentran en la fuerza laboral tienen menos probabilidad de asistir a la escuela que los que no están, esto podría explicarse por el hecho de que el número de horas

requeridas en el proceso de educación no es compatible con el número de horas que estos niños tienen disponibles, muchas veces no tienen tiempo para cumplir con las asignaciones escolares lo cual conlleva un deficiente desempeño escolar que puede traducirse en abandono de los estudios. Los resultados muestran que el hecho de que los niños participen en la fuerza de trabajo disminuye la probabilidad de educarse en un 20 por ciento aproximadamente.

El área económica a la que pertenezca el niño tiene el segundo efecto marginal más alto sobre la variable dependiente, el hecho de pertenecer al área rural disminuye la probabilidad de demandar educación en un 15,98 por ciento. En las áreas rurales los niños son más exigidos para colaborar con el sustento familiar y más aún cuando son mayores, este hecho se refuerza si analizamos el efecto que tiene la edad en la probabilidad de asistir a la escuela. En este grupo contrariamente a los dos estudiados previamente, la edad del niño tiene una influencia negativa sobre la probabilidad pero su efecto marginal es bajo (este resultado es consistente con la tendencia cada vez mayor, respecto a la edad, a abandonar los estudios), un año de edad adicional reduce la probabilidad de asistir a la escuela en 0,02 por ciento. Esto puede ser explicado en parte porque en este grupo de edad ya se han alcanzado niveles básicos de alfabetismo y se comienza a menospreciar las ventajas que tiene alcanzar niveles de educación más especializados. Además las posibilidades de conseguir trabajo aumentan mientras mayor sea el niño, incrementando el costo de oportunidad de estudiar.

La variable niños en edad escolar sigue teniendo el mismo efecto negativo sobre la probabilidad de demandar educación. Por cada niño adicional la probabilidad disminuye en un 2,7 por ciento. La nacionalidad del jefe sí es significativa para este grupo de edad y su efecto marginal es el más alto. La probabilidad de educarse disminuye en un 21 por ciento aproximadamente cuando el jefe de familia es extranjero, en parte por las razones ya explicadas.

**CUADRO N° 3.3**  
**DETERMINANTES DE LA DEMANDA DE EDUCACION**  
**(niños entre 11 y 14 años)**

	coeficiente	T-ratio	Media de X	pi	Efecto marg
Uno (a)	11,2989	8,231	1	0,99999	0,014
Area	-0,64127	-2,823	0,16338	0,47383	-15,98
Ocup. niño	-0,82143	-3,882	0,22368	0,45419	-20,36
Niño edad escol..	-0,11072	-2,325	2,4841	0,43167	-2,71
Nac jefe	-0,87057	-2,619	0,0576	0,48747	-21,75
Años escol. jefe	0,11594	4,424	7,0038	0,69254	2,46
Edad niño	-0,65473	-6,478	12,488	0,00028	-0,018
Ocupjefe	-0,45965	-2,331	0,41228	0,45277	-11,389

Log-likelihood -386,68

Tamaño de la muestra 1821

(a) Véase apéndice metodológico.

Predicción Vs valores observados				
		Predicción		
		0	1	total
Observado	0	1	121	122
	1	2	1700	1702
total		3	1821	1224

Los años de escolaridad del padre tienen el efecto positivo esperado y su efecto marginal es similar a los calculados en los dos casos anteriores. La ocupación del jefe de familia sí tiene significación para este grupo. La probabilidad de demandar educación disminuye en 11 por ciento si el jefe de la familia se encuentra trabajando.

### Apéndice Metodológico

#### Modelos con variables dependientes cualitativas

Existen casos en los que la variable dependiente que se está estudiando toma valores discretos y finitos en vez de continuos. Las variables dependientes en estos casos reflejan decisiones entre diferentes alternativas. Estos casos son estudiados a través de los llamados "Modelos de respuestas cualitativas".

Se pueden construir modelos que relacionen la decisión o suceso (variable dependiente discreta) con un grupo de factores (variables independientes). Los modelos que expresan la variable dependiente discreta, como una función lineal de las variables explicatorias, se denominan modelos lineales de probabilidad:

$$\text{Prob [ de que ocurra j ]} = \text{Prob [Y=j]} = F [ \text{parámetros} ]$$

Estos modelos se pueden agrupar en dos categorías: binomiales y multinomiales, dependiendo de si el suceso es una decisión entre dos o más alternativas.

Por la peculiaridad de ser  $Y_i$  una variable que toma valores 0 y 1, el modelo de probabilidad puede interpretarse también como si explicase el valor esperado de la

variable  $Y_i$ , dado el vector de características  $X_i$ . Dado que  $E \left( \frac{Y_i}{X_i} \right)$ , valor esperado de  $Y_i$  dado  $X_i$ , es igual a  $F(x, \beta)$ , podríamos construir un modelo de regresión como sigue:



$$E\left(\frac{Y_i}{X_i}\right) = \partial + Bx$$

Siendo  $P_i$  la probabilidad de que  $Y_i=1$  ( es decir que el evento ocurra) y  $1-P_i$  la probabilidad de que  $Y_i = 0$  ( que el evento no ocurra). Por definición de la esperanza matemática tenemos:

$$E\left(\frac{Y_i}{X_i}\right) = 0(1 - P_i) + 1(P_i)$$

$$E\left(\frac{Y_i}{X_i}\right) = P_i$$

Dado que  $P_i$  debe estar entre 0 y 1, podemos establecer la siguiente restricción:

$$0 \leq E\left(\frac{Y_i}{X_i}\right) \leq 1.$$

es decir la probabilidad condicional de que el suceso  $Y_i$  dado  $X_i$  ocurra, debe estar comprendido entre 0 y 1 <sup>26</sup>.

El problema es encontrar un método conveniente para estimar los parámetros en los modelos lineales de probabilidad. Una posibilidad, es el método de mínimos cuadrados. Sin embargo, este método tiene una serie de inconvenientes cuando es utilizado para hacer regresiones con variables dependientes binomiales, entre ellos el más importante es que este método produce probabilidades sin sentido y varianzas negativas <sup>27</sup>.

Un método alternativo utilizado con frecuencia es la distribución logística:

$$\begin{aligned} \text{Prob}[Y = 1] &= \frac{e^{B'x}}{1 + e^{B'x}} \\ &= \theta(B'x) \end{aligned}$$

la notación  $\theta(\cdot)$  indica la función acumulativa de distribución logística. Este modelo es conocido como el modelo logit <sup>28</sup>.

En este modelo la variable dependiente esta especificada como:

$$\ln\left(\frac{p}{1-p}\right) = xB + \mu$$

<sup>26</sup> Para una información más amplia sobre el tema, véase Gujarati, D. *Op. Cit.*, pp. 203 y siguientes.

<sup>27</sup> GREEN, Bill. *Op Cit.*

<sup>28</sup> *Ibid.*

En esta forma de especificación la variable dependiente puede tomar valores de  $-\infty$  a  $+\infty$ , permitiendo así que las variables independientes tomen cualquier valor y no se restrinjan al intervalo  $[0,1]$ . Para cualquier valor tomado por las variables independientes la probabilidad predecida estará comprendida siempre entre 0 y 1.

Es importante notar que en estos modelos la variación de Y cuando varía "x", no está representada solo por el valor de B' (como en el modelo de mínimos cuadrados), sino que también depende de los valores de "x":<sup>29</sup>.

$$\frac{dE[y]}{dx} = \theta(B'x)(1 - \theta(B'x))B$$

### Conclusiones

A lo largo de este estudio hemos analizado el grado de influencia que tienen ciertos factores socioeconómicos, demográficos y culturales en la decisión de las familias sobre demandar o no educación.

Previo al establecimiento de cualquier conclusión basada en el análisis estadístico es necesario dar a conocer ciertas limitaciones de los datos utilizados:

- Los datos utilizados no contienen información sobre la disponibilidad de escuelas y la calidad de la educación.

- Al usar los datos provenientes de la Encuesta de Hogares estamos conscientes de la sub-declaración de las cifras suministradas por los encuestados, especialmente en cuanto a los ingresos, bien sea por temor o por ignorancia de sus entradas efectivas.

- El estado de alfabetismo y la asistencia a la escuela del niño fue reportado por el jefe de familia, no se hizo ningún examen especial al niño para comprobar la veracidad de los datos.

- Por último debe señalarse que los programas sociales (Beca alimentaria, bono lácteo y dotación de uniformes y útiles escolares) ejecutados por el ministerio de Educación han constituido un aliciente extraordinario para elevar la matrícula escolar y por ende la declaración de asistencia.

La variable nacionalidad del jefe resultó tener el mayor efecto marginal sobre la probabilidad de asistencia escolar. Si el jefe del hogar es extranjero, la probabilidad de asistencia disminuye, lo cual podría explicarse en parte por el hecho de que más del 54 por ciento de los extranjeros provienen de países vecinos al nuestro, caracterizados por un menor ingreso promedio (en la muestra apenas alcanza a ser el 84 por ciento del ingreso promedio de los venezolanos en la misma). Esto se traduce en la necesidad de que los hijos trabajen para que contribuyan al ingreso familiar, limitando así su tiempo de estudio.

29 COHEN, Elizabeth & LINARES, Yelitza, "Más de la mitad de los hogares venezolanos están incompletos". *El Nacional*. 24 de octubre de 1992. pag. C/2.

La segunda variable con el mayor efecto marginal es el estado de ocupación del niño (estudiada para el grupo entre 11 y 14 años), la cual nos dice que la necesidad de que un niño trabaje disminuye su probabilidad de asistencia en algo más de un 20 por ciento.

El área económica resultó ser uno de los más fuerte determinantes de la asistencia escolar, reduciendo la probabilidad de asistencia en algo más de un 7 por ciento cuando el niño pertenece al área rural. Resultaría natural etiquetar este problema como uno inherente a la oferta. Sin embargo, es posible intuir que este resultado podría estar influenciado por factores asociados a la demanda. El bien educación puede estar subvalorado, bien sea por carencia de información o por un bajo nivel cultural promedio de los padres. Adicionalmente, la calidad de la educación en el medio rural es incluso menor que la del medio urbano, lo cual implicaría que estamos en presencia de dos bienes, y por ende, de dos curvas de demanda.

Un resultado contradictorio es el de la variable "Estado de ocupación del jefe del hogar" que tiene un efecto negativo con respecto a la asistencia escolar. La probabilidad de que un niño asista disminuye si el padre se encuentra empleado. Esto, si bien no resulta lógico en el caso de hogares estructurados sí podría justificarse en un núcleo familiar incompleto. Las cifras más recientes revelan que un 52,4 por ciento de los hogares venezolanos a nivel nacional están en esta situación, lo cual resulta alarmante. La justificación de esto podría encontrarse en la presencia de menores que necesitan del cuidado de los hermanos mayores mientras el jefe del hogar se encuentra trabajando. Iniciativas como los Hogares de Cuidado Diario parecen orientadas a contribuir a subsanar estas deficiencias.

Aunque su efecto marginal es relativamente bajo, el número de niños en edad escolar tiene un efecto negativo significativo sobre la asistencia escolar. Varios aspectos contribuyen a explicar este fenómeno:

- Una relación inversa entre años de escolaridad de la madre y la tasa de fecundidad de la misma.

- Una relación positiva entre "años de escolaridad del jefe del hogar" y la asistencia escolar.

Es así como los hogares más numerosos están en su mayoría encabezados por padres poco instruidos, lo cual atenta contra la asistencia escolar del niño.

El análisis realizado en este trabajo sugiere que los niños que pertenecen a familias con ingresos elevados tienen mayor probabilidad de asistir a la escuela que niños de familias con ingresos bajos. Esto constata la premisa original, que describía la decisión de educarse como una relacionada con el costo de oportunidad. La necesidad de que el niño contribuya con el sustento del hogar disminuye a medida que aumenta el ingreso familiar, lo cual a su vez libera las presiones económicas que alejan al niño de la instrucción formal.

Los resultados constatan la evidencia estadística obtenida en cuanto al sexo del niño y el sexo del jefe del hogar. Estas dos variables resultaron ser no significativas para explicar la probabilidad de demandar educación. Este resultado difiere de los obtenidos en otros estudios realizados en naciones sub-desarrolladas, en donde la participación escolar está discriminada en cuanto al sexo del niño, bien sea a favor de las mujeres o de los hombres.

Dado que el presupuesto del gobierno es limitado y que los resultados muestran que los niños de familias de áreas rurales y con ingresos bajos tienen menos probabilidad de asistir a la escuela que los de familias que pertenecen a áreas urbanas, el Estado debe dar prioridad a los proyectos destinados a aumentar la cobertura en las áreas rurales. Sin embargo, aumentar el número de escuelas disponibles no es suficiente para asegurar la asistencia. Políticas complementarias deberían implantarse a nivel familiar a fin de reducir el costo de oportunidad que tienen para éstas el mandar sus hijos a estudiar. Ello puede lograrse por dos vías:

- Alterando los precios relativos de los bienes en consideración.
- Induciendo cambios en las preferencias del consumidor en relación al bien.

Ejemplos de estas políticas son la beca alimentaria, bono lácteo y dotación de uniforme.

Sin embargo estas políticas deben complementarse con medidas destinadas a elevar la calidad de la educación. Un nivel de calidad alto contribuirá a disminuir la tasa de deserción y probablemente a aumentar la participación de aquéllos que de otra forma no atenderían.

Es importante destacar la importancia de coordinar las políticas destinadas a aumentar la cobertura del sistema educativo y las iniciativas dirigidas a incentivar su consumo. Cualquier desfase entre las mismas provocaría ineficiencias en la asignación de los recursos en el sistema educativo. Si los esfuerzos se inclinan más hacia el lado de la oferta y no se modifica la percepción que se tiene sobre el bien educación, no se logrará un aumento en la participación. El desbalance contrario, no sólo no aumentará la participación, sino que creará un efecto de desilusión en aquéllos que desean educarse y no encuentran acceso al sistema.

### *Bibliografía*

- BANCO MUNDIAL 1992. Documento de política. Educación primaria.
- BILAS, R. 1978. *Teoría Microeconómica: Un análisis gráfico*. Madrid: Alianza Editorial.
- BIRDSALL, N. 1985. "Public Inputs and Child Schooling in Brazil". *Journal of Development Economics*, 18.

1982. "Child Schooling and The Measurement of Living Standard". *Population and Human Resources Division, Discussion Paper N° 82-6* (Washington, D.C., World Bank).
- BLAUG, M. 1968. *Economics of Education: Selected readings*. Baltimore: Penguin Books, inc.
- BREIT, W. 1973. *Microeconomía*. México: Interamericana.
- BUCHANAN, J. 1969. *Cost and choice. An inquiry in economic theory*. Chicago: The University of Chicago Press.
- BURK, M. 1968. *Consumption economics: A multidisciplinary approach*. The University of Minnesota: John Wiley & Sons, inc.
- CHERNICHOVKY, D. 1985. "Socioeconomic and Demographic Aspect of School Enrollment and Attendance in Rural Botswana". *Economic Development and Cultural Change* 33.
- CLARKSON, G. 1964. *La teoría de la demanda de los consumidores: Una apreciación crítica*. México: Herrero Hermanos.
- COCHRANE, S. y JAMISON, D. 1982. "Educational Attainment and Achievement in Rural Thailand". *New Direction for Testing and Measurement: Productivity Assessment in Education, ed. A. Summers N° 5* (San Francisco: Jossey Bass)
- COHN, E. 1975. *The economics of education*. Cambridge, Massachussets: Ballinger Publishing Company.
- CONLISK, J. 1969. "Determinant of school enrollment and school performance". *Journal of Human Resources* 4 (2) Spring.
- COOMBS, P. y J. HALLACK. 1987. *Cost analysis in education: A tool for policy and planning*. Baltimore, Md: The Johns Hopkins University Press.
- DONG, F., A. HALLY Y. WEISS. 1980. "The effect of price and income on investment in schooling". *Journal of Human Resources*, 15 (4) Fall.
- GREEN, B. 1987. *Econometric Analysis*. Mc Graw Hill.
- GUJARATI, D. 1981. *Econometría básica*. México: McGraw Hill/ Interamericana.
- INTRILIGATOR, M. 1978. *Econometric models, techniques & applications*. Prentice Hall, New Jersey.
- JAMISON, D & M. LOCKHEED. 1987. "Participation in Schooling: Determinants and Learning Outcomes in Nepal". *Economic Development and Cultural Change*. pp 279-306
- KING, L. & LILLARD, L. 1983. "Determinants of School Enrollment and Attainment Levels in the Philippines". *N-1962-AID (Santa Mónica, Czalif Rand Corporation)*.

- KOHLER, H. 1986. *Intermediate microeconomics: Theory and applications*. Glenview: Scoth Foresman and Company.
- KREPS, D. 1990. *A course in microeconomic theory*. Harvester Wheatsheaf.
- MILLER, P. 1983. "The determinants of School Participation Rates: A Cross Sectional Analisis for New South Wales and Victoria". *Economic Record*, 59 (164).
- MINISTERIO DE EDUCACION. 1990. *Memoria y Cuenta*. V115- N° 111. Caracas Marzo 1991.
- MOCHON, F y PAJUELO, A. 1989. *Microeconomía*. Madrid: McGraw Hill.
- NOVALES, A. 1988. *Econometría*. Madrid: Mc Graw Hill.
- OFICINA CENTRAL DE ESTADISTICA E INFORMATICA (OCEI). 1991. *Encuesta de hogares por muestreo*. Año 1991. Segundo Semestre. Caracas.
- ORGANIZACION DE COOPERACION Y DE DESARROLLO ECONOMICO (OCDE). 1961. *El desarrollo económico y las inversiones en educación*. Conferencia de Washington 16-20 de Octubre.
- PALMA, P. 1980. "Venezuela: ¿La nueva bonanza petrolera? Perspectivas para 1980-1983". *Comercio Exterior, México: Vol 30, N° 6*, Junio.
- PLANK, D. 1986. "State Action and the Distribution of School Enrollment in Brazil, 1970". *Economics of Education Review* 5, N° 4 .
- PSACHAROPOULOS, G y ARRIAGADA, A. M. 1989. "The Determinants of Early Age Human Capital Formation: Evidence from Brazil". *World Bank*.  
1986. Educación para el desarrollo: "Un análisis de las opciones de inversión". Madrid Tecnos. Serie Banco Mundial. in Brazil, 1970. *Economics of Education Review* 5, N° 4 .
- ROMER, P. 1990. "Endogenous Technological Change". *Journal of Political Economy*, vol 98, N° 5, p S99.
- ROSENZWEIG, M y EVENSON, R. 1977. "Fertility, Schooling and the Contribution of Children in Rural India: An Econometric Analisis". *Econométrica* 45.
- SCHULTZ, T. 1968. *Valor económico de la educación*. México: Uteha.
- TAMAYO, A. 1966. *Educación y desarrollo económico en América Latina*. Columbia University.
- VARIAN, H. 1987. *Microeconomía intermedia: Un enfoque moderno*. Barcelona (España): Antoni Bosch.
- WOODHALL, M. 1970. *Cost-benefit analysis in educational planning*. París: UNESCO international institute for educational planning.