

# **Economía de la Educación en Colombia, Educación Media y Superior**

**Sebastián Gómez Cardona 200410003101**

## **Practica Investigativa 3**

**Asesor: Sebastián Acevedo**

**Grupo de Economía y Empresa**

### **Resumen**

En este trabajo, correspondiente a la Práctica Investigativa 3, continúa en la misma línea de la Práctica Investigativa 2, en la que se analizó la evolución del acceso a la Educación Superior en Colombia para el periodo 2000-2006. En este caso se continúa con el mismo análisis, pero más enfocado en el 2006 y con un nuevo modelo que considera no dos posibilidades (estudiar o no estudiar), sino tres (no estudiar, estudiar en pública o estudiar en privada). Además de esto se inicio el estudio de la educación media, para lo que se estimó un modelo con el fin de estudiar la deserción de las personas en este nivel.

### **Modelos de elección discreta**

Aunque en general las variables económicas pueden tomar cualquier valor real, existe un grupo de ellas que sólo puede tomar ciertos valores determinados, como el tipo de transporte que se utiliza (público o privado), el tipo de universidad a la que asiste (pública o privada), tipo de vivienda que ocupa (propia o rentada), entre muchas otras. Tal es el caso de este trabajo en el que se consideran dos alternativas posibles, terminar el bachillerato o no, es decir, la variable endógena tomaría los valores de cero o uno.

Con los modelos econométricos lo que se pretende es encontrar cómo una serie de variables independientes puede explicar el valor que toma la variable dependiente: cero o uno para este caso.

Una primera aproximación para encontrar la relación entre la variable endógena y las variables exógenas es plantear un modelo lineal tradicional:

$$Y_i = x_i' \beta + u_i \quad i = 1, 2, \dots, N$$

En esta especificación el vector  $\beta$  contendría la estimación de las relaciones entre Y y las variables x.

Sin embargo esta especificación lineal presenta varios problemas cuando se la variable dependiente toma sólo dos valores:

- El término de error  $u_i$ , presentaría heterocedasticidad.
- Los contrastes de significancia no se podrían llevar a cabo debido a que el término de error no sigue una distribución normal, y por tanto las estimaciones obtenidas mediante mínimos cuadrados ordinarios son sesgadas.

- Para nuevos valores de las variables x se pueden obtener valores diferentes de la variable dependiente Y, lo que podría llevar a dificultades en la interpretación de los resultados.

Para resolver los anteriores problemas suponga que para estimar el vector  $\beta$  no se utiliza una función lineal sino una función monótona creciente de una variable aleatoria, acotada al intervalo cero uno. La cual se utiliza para modelar la probabilidad de escoger cada una de las alternativas.

El modelo Probit considerado en este proyecto utiliza la función de probabilidad  $\Phi$  de una variable aleatoria normal (0,1), por lo tanto, el modelo lineal se transformaría en:

$$P_i = E(Y_i / x_i) = P(Y_i = 1 / x_i) = \Phi(x_i' \beta)$$

Esta forma de estimar los coeficientes del modelo hace que la influencia de las variables explicativas sobre la probabilidad de escoger  $Y=1$  no son simplemente los valores de dichos coeficientes, sino que también dependen de los valores que tomen las variables.

Sin embargo, los cocientes entre los parámetros miden la importancia relativa de los efectos que las variables  $x_j$  y  $x_k$  tienen sobre la probabilidad de escoger la alternativa  $Y=1$ . Y además, se pueden encontrar los efectos marginales, es decir, cómo cambia la probabilidad de un individuo de escoger la alternativa  $Y=1$ , al aumentar la variable independiente una unidad.

Este tipo de modelos, como los logit y los probit, se estiman por Máxima Verosimilitud (MV). Considerando una función cualquiera F para modelar la probabilidad de escoger una alternativa, se tiene que el logaritmo de la función de verosimilitud es

$$L_N(\beta) = \sum_{i=1}^N \{y_i \ln F(x_i' \beta) + (1 - y_i) \ln(1 - F(x_i' \beta))\}$$

Donde  $x_i$  es el vector de parámetros para el individuo i,  $y_i$  es la variable binaria y  $\beta$  el vector de parámetros.

De acá se puede deducir que para el caso en el que F sea la función acumulada normal la condición de primer orden es

$$\sum_{i=1}^N w_i (y_i - \Phi(x_i' \beta)) x_i' = 0$$

Donde  $w_i = \phi(x_i' \beta) / [\Phi(x_i' \beta)(1 - \Phi(x_i' \beta))]$ , la función de distribución normal y la función normal acumulada.

Por otro lado, los efectos marginales en este caso se calculan como sigue

$$\frac{\partial p_i}{\partial x_{ij}} = \phi(x_i' \beta) \beta_j$$

Estos últimos se utilizarán para interpretar los resultados de manera más directa.

## Acceso a la Educación Superior

En esta sección se presentarán las mejoras hechas a la Práctica Investigativa pasada, que incluyen la inclusión de nuevas variables y un nuevo modelo.

Las variables utilizadas propias del individuo son: Mujer (dummy), No Soltero (dummy, uno para los no solteros, y de la que se espera tenga efecto negativo), Empleado (dummy, uno para los empleados, efecto negativo), Ingreso individual (efecto negativo). Las variables propias del hogar son: Primera generación de educación superior (dummy, uno si los padres tienen grado menor a la educación superior, efecto negativo), ingreso familiar neto (ingreso familiar menos el del individuo, efecto positivo), jefe del hogar empleador (uno en caso de serlo, efecto positivo), edad del jefe del hogar (efecto positivo), nivel educativo del jefe del hogar (efecto positivo), estrato medio y alto (efecto positivo) y número de niños en el hogar (efecto negativo). Las variables propias de cada región son: desempleo 17 a 24 (efecto positivo), desempleo 25 a 60 (efecto negativo), salario promedio de bachilleres (efecto negativo), entorno educativo (número de programas, efecto positivo), gini (efecto negativo) y créditos del Icetex (efecto positivo).

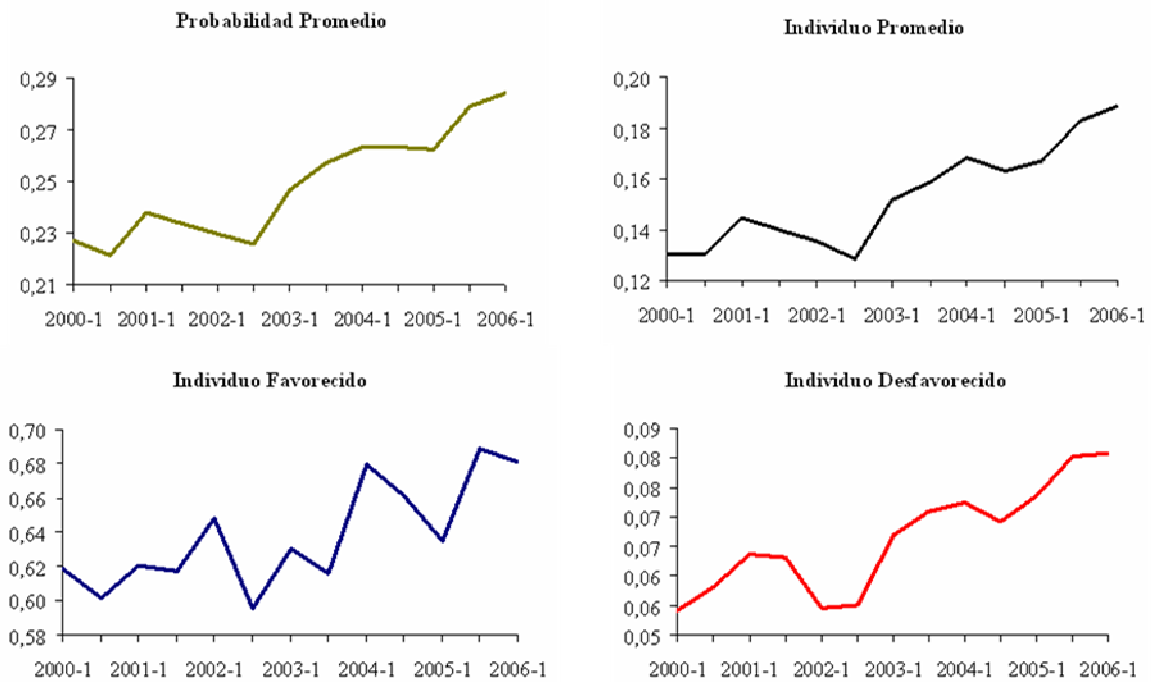
Variables	dy/dx	
	Modelo 1	
Mujer <sup>a</sup>	0.022	*
No soltero <sup>a</sup>	-0.217	*
Empleado <sup>a</sup>	-0.169	*
Ingreso individual	-0.009	*
1 <sup>a</sup> generación de educación superior <sup>a</sup>	-0.147	*
Ingreso familiar neto	0.003	*
Jefe del hogar empleador <sup>a</sup>	0.053	*
Edad del jefe del hogar	0.003	*
Nivel educativo del jefe del hogar	0.068	*
Estrato medio <sup>a</sup>	0.099	*
Estrato alto <sup>a</sup>	0.187	*
Número de niños en el hogar	-0.053	*
Desempleo 17-24 años	0.007	*
Desempleo 25-60 años	-0.014	*
Salario promedio por hora de los bachilleres	-0.015	**
Entorno educativo	0.008	*
Gini	-0.345	**
Icetex	-1.2E-05	*
Observaciones	28,411	
Pseudo R <sup>2</sup>	0.31	
<b>Probabilidad estimada</b>	<b>0.188</b>	
Nota: El Modelo 1 fue estimado ajustando los errores estándar por correlación intragrupo debido a la inclusión de variables agregadas para las 13 áreas metropolitanas.		
a: dy/dx denota un cambio en la variable dummy de 0 a 1.		
*5% de significancia, **10% de significancia.		

Debido a la facilidad de interpretación de los resultados, se presentarán los efectos marginales y no los coeficientes estimados. En la tabla anterior se muestran los resultados para dos modelos, el primero que incluye variables propias de cada región, como tasas de desempleo, y el segundo tiene, por el contrario, doce variables dummies, con Bogotá como la base.

Es claro que las mujeres, solteras, sin empleo, con pocos ingresos individuales, que no son primera generación de educación superior, con ingresos familiares altos, con jefe de hogar empleador, de mayor edad, con alto nivel de educación, con pocos niños en la casa, que viven en regiones con altas tasas de desempleo para las personas entre 17 y 24 años y bajas tasas para las personas de 25 a 60 y con pocos ingresos para los bachilleres.

En cuanto a las diferencias entre regiones, aparecen significativas Medellín, Cartagena y Bucaramanga, en donde hay mayor probabilidad de acceder a la educación superior que en Bogotá.

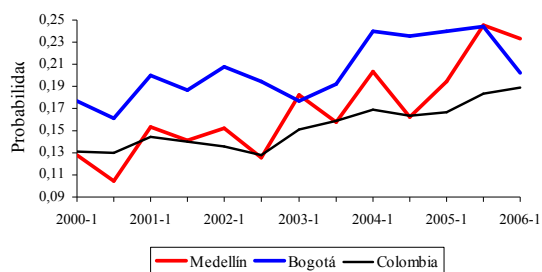
Luego de haber hecho un modelo de elección discreta es conveniente mostrar los efectos que tienen las variables consideradas para individuos con diferentes características. Se han considerado tres tipos de individuos: el promedio, el privilegiado (ingresos familiares en un percentil superior al 90, jefe de hogar empleador y de estrato alto) y el desfavorecido (ingresos familiares en el percentil 50 o inferior, de estrato bajo y con jefe de hogar con nivel de estudios inferior a primaria). En este caso no se mostrarán los efectos marginales para cada individuo, sino las gráficas de la evolución de la probabilidad de acceder a la educación superior.



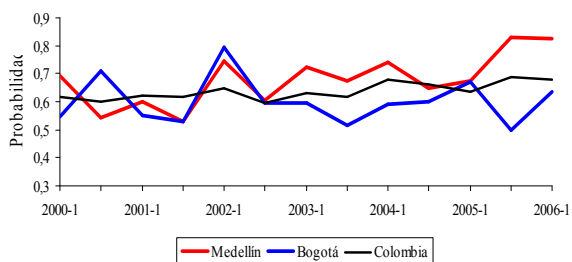
Aunque en términos relativos, el individuo desfavorecido ha mostrado un crecimiento alto en este periodo, mayor que los demás, en términos absolutos su crecimiento ha sido menor, razón por la cual la brecha entre los diferentes individuos parece aumentar.

Al evaluar la relación entre Medellín, Bogotá y el agregado nacional, se ve que tanto Medellín y Bogotá están por encima del agregado, teniendo Bogotá una probabilidad mayor. En cuanto a individuos favorecidos se ve cómo en Medellín la probabilidad esta encima del promedio, mientras que Bogotá esta por debajo. Finalmente, los individuos desfavorecidos tienen una mayor probabilidad en Bogotá.

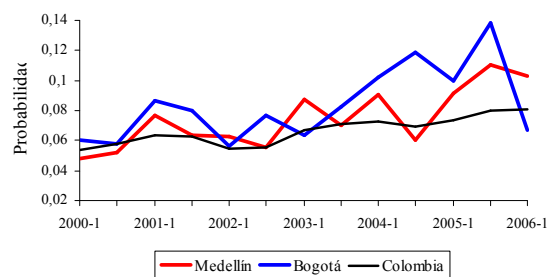
**Individuo Promedio**



**Individuo Favorecido**



**Individuo Desfavorecido**



## Acceso a instituciones públicas y privadas

En el apartado anterior se mostraron los resultados para el caso general en el que el individuo se enfrentaba a la decisión de estudiar o no; sin embargo con el fin de diferenciar el acceso a instituciones públicas o privadas se hizo un modelo Logit Multinomial, para incluir tres opciones: no estudiar, estudiar en institución pública o estudiar en institución privada.

Los resultados para los tres individuos se muestran a continuación, donde se ha tomado como categoría base “no estudiar”. Las siguientes son las tablas para estos casos, en las que se ve que la decisión de una persona de estudiar en una institución pública no depende de las variables regionales. Además, para un individuo promedio las mujeres tienen una ventaja comparativa en las universidades privadas, no así en las públicas; en cuanto a los ingresos individuales el efecto es mucho mayor para las universidades públicas que privadas, al contrario del efecto de los ingresos familiares.

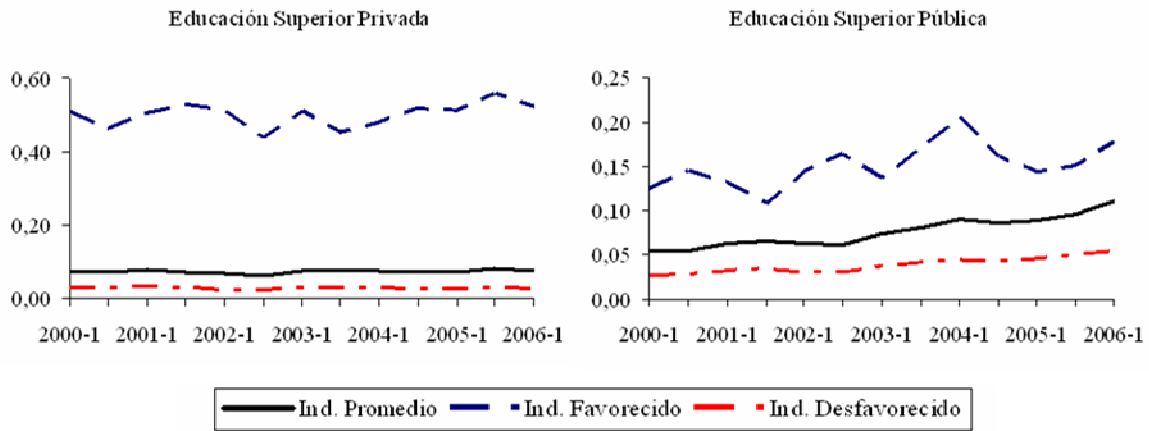
Variables	dy/dx		
	No estudia	Pública	Privada
<b>Mujer<sup>a</sup></b>	-0.020 *	0.006	0.015 *
<b>No soltero<sup>a</sup></b>	0.210 *	-0.128 *	-0.082 *
Empleado <sup>a</sup>	0.162 *	-0.086 *	-0.076 *
<b>Ingreso individual</b>	0.010 *	-0.008 *	-0.002 **
<b>1<sup>a</sup> generación de educación superior<sup>a</sup></b>	0.138 *	-0.068 *	-0.070 *
<b>Ingreso familiar neto</b>	-0.003 *	0.001 *	0.002 *
Jefe del hogar empleador <sup>a</sup>	-0.049 *	0.009	0.039 *
Edad del jefe del hogar	-0.003 *	0.002 *	0.001 *
Nivel educativo del jefe del hogar	-0.066 *	0.036 *	0.030 *
Estrato medio <sup>a</sup>	-0.095 *	0.046 *	0.049 *
<b>Estrato alto<sup>a</sup></b>	-0.175 *	0.026	0.149 *
Número de niños en el hogar	0.051 *	-0.027 *	-0.024 *
<b>Desempleo 17-24 años</b>	-0.007 *	0.000	0.007 *
<b>Desempleo 25-60 años</b>	0.016 *	-0.001	-0.015 *
Salario promedio por hora de los bachilleres	0.015 **	-0.011	-0.004
Entorno educativo	-0.009 *	0.002	0.006 *
<b>Gini</b>	0.372 **	-0.418 *	0.046
Icetex	2.3E-05 *	-2.0E-05 *	-3.0E-06
Observaciones	28,411	28,411	28,411
Pseudo R <sup>2</sup>	0.25	0.25	0.25
<b>Probabilidad estimada</b>	<b>0.820</b>	<b>0.107</b>	<b>0.073</b>

Nota: Estimaciones ajustando los errores estándar por correlación intragrupo debido a la inclusión de variables agregadas para las 13 áreas metropolitanas.

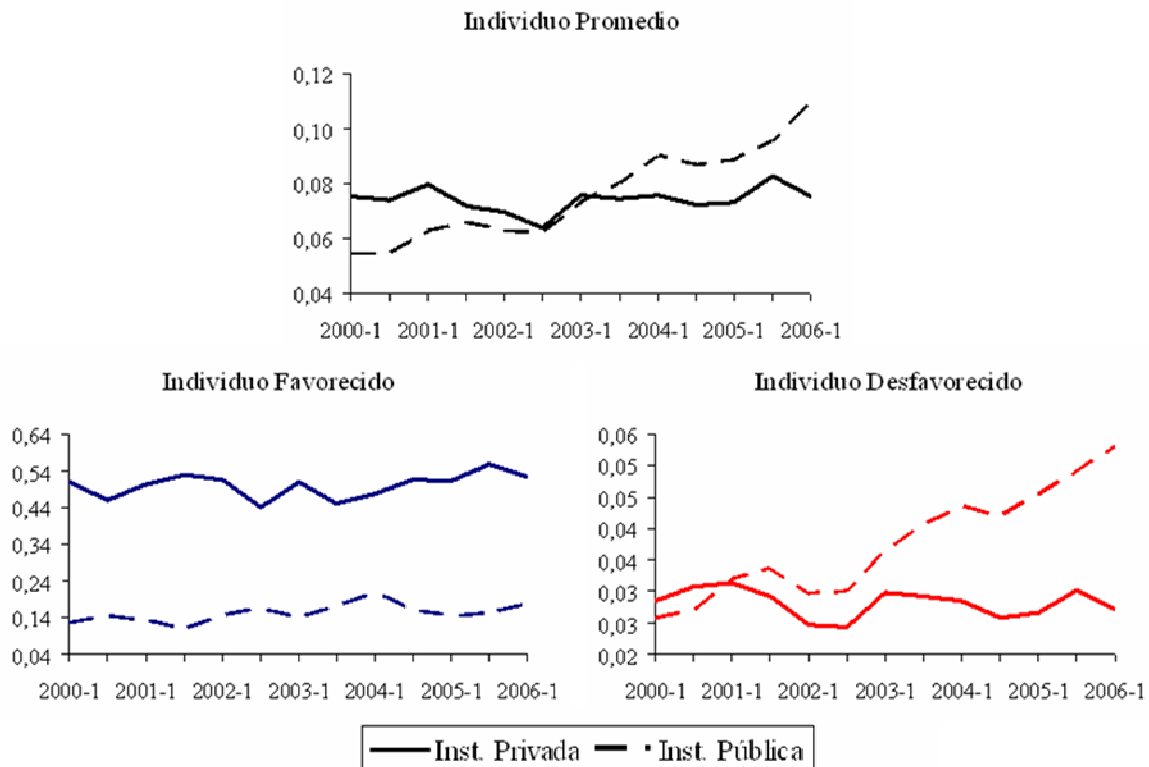
a: dy/dx denota un cambio en la variable dummy de 0 a 1.

\*5% de significancia, \*\*10% de significancia.

A continuación se muestra la evolución de los diferentes individuos para las instituciones públicas y privadas, en las que se ve que la brecha se ha cerrado en las primeras pero no en las segundas.



Al analizar la evolución por individuo se encuentra que para el individuo promedio ahora es más probable estudiar en una institución pública a una privada, al igual que para el individuo desfavorecido, mientras que para el favorecido siempre ha sido más probable acceder a una institución privada.



## Conclusiones

Se ha mostrado un estudio más profundo del acceso a la educación superior, en el que se han incluido más variables que el semestre pasado y se ha distinguido entre educación pública y privada.

En cuanto a la inclusión de más variables se encontraron que todas fueron significativas y con el signo correcto, excepto los créditos del Icetex, sobre los que se trabaja en este momento (para trabajar con una variable relativa y no en términos absolutos). Además se encontraron diferencias entre tres tipos de individuos: promedio, desfavorecido y favorecido. Aunque los tres han aumentado su probabilidad de acceder a la educación superior, los desfavorecidos aún más en términos relativos, pero los favorecidos más en términos absolutos. Esta es la razón por la que la brecha entre ellos no parece cerrarse.

Al evaluar las diferencias entre Medellín, Bogotá y el agregado nacional se ve que el individuo promedio tiene ventaja en estas dos ciudades (mayor en Bogotá), el favorecido tiene ventaja en Medellín y desventaja en Bogotá, mientras que el desfavorecido tiene ventaja en ambas, pero aún más en Bogotá.



## **Educación Media**

En esta sección se identificarán las variables que influyen en la deserción de las personas en la educación media; se analizará el agregado nacional y el área metropolitana de Medellín para el primer semestre del 2005. Con ello se espera proponer políticas adecuadas con el fin de aumentar la probabilidad de terminación de la educación media.

## **Marco Teórico**

Desde épocas muy tempranas, economistas como Adam Smith reconocieron el papel del capital humano y el hecho de que la educación contribuyera a aumentar la productividad de los individuos. Sin embargo fue solo con los trabajos pioneros de SCHULTZ (1961) y BECKER (1964) que se formalizó años más tarde la teoría del capital humano, como marco teórico principal de la presente investigación.

El concepto de capital humano descansa en la idea de que los individuos invierten en sí mismos en educación formal, en formación específica en el empleo, en salud o en bienes culturales, ya que aumentan sus propios recursos. “La decisión de invertir en capital humano se fundamenta en la comparación de los beneficios que procura la inversión, con los costes que le están ligados tanto para el individuo como para la sociedad” LASSIBILLE, NAVARRO (2004), preestableciendo que un aumento del nivel de formación del individuo viene acompañado por un incremento de su productividad en el mercado de trabajo y por tanto en un aumento de su nivel de remuneración. “La explicación teórica más relevante de la educación, es la de que su demanda – a partir de la escolarización obligatoria y gratuita –es una función de las dos siguientes variables: los costes individuales directos e indirectos de adquirir educación, y las variaciones que esta educación producirá posteriormente sobre las oportunidades de empleo y los niveles de ingresos de quien la adquiere MORENO (1998).

Es por esto que siguiendo la lógica de los supuestos de BECKER (1964), cada individuo justifica el sacrificio de recursos y satisfacciones del presente, si a cambio consiguiese mayores recursos y satisfacciones en el futuro. De esto se confirma la visión de “la educación como un bien de inversión” más que como un bien de consumo, a pesar de que en muchos casos no solo los costos y beneficios de la educación determinan los niveles de escolaridad de los agentes sino que adicionalmente están restringidas por su capital social y cultural como grupos étnicos, sexo, nivel de escolaridad de los padres, desempleo, etc. WALTER (2000) (2004).

## **Deserción**

Después de una importante disminución de la deserción en la primera mitad de la década pasada, a partir de 1997 ésta se incrementó en todos los niveles, como consecuencia de la crisis económica, la cual obliga a que los jóvenes abandonen sus estudios tanto porque sus familias no pueden sufragar los costos asociados, como para trabajar y poder obtener ingresos adicionales para ayudar en el sostenimiento de la familia. No obstante, es en el nivel de media donde se presentan los porcentajes más bajos, lo que podría indicar que los jóvenes que culminan la básica secundaria tienen altas probabilidades de cursar la media y graduarse de bachilleres. En todo caso, anualmente cerca de 32.000 alumnos de media abandonan sus

estudios, comprometiendo de manera importante sus posibilidades y perspectivas de ejercer una ocupación razonablemente.

**Cuadro No. 12. Tasas de deserción por niveles, 1997 – 2001.**

NIVEL	1997	1998	1999	2000	2001
Básica primaria	8%	7%	7%	7%	8%
Básica secundaria	6%	6%	6%	6%	6%
Media	4%	3%	4%	4%	4%
Total	7%	6%	7%	7%	7%

Fuente: Ministerio de Educación Nacional. Formulario C-600.

Finalmente, cuando se analiza la deserción según tipo de colegio se encuentra que para el nivel de media los índices son similares tanto en los oficiales como privados. En términos absolutos, anualmente cerca de 20.000 estudiantes de media de colegios oficiales y 12.000 de colegios privados abandonan sus estudios. La deserción para el conjunto de niveles es más alta entre los estudiantes de planteles oficiales, a los que acuden principalmente los que provienen de las familias más pobres.

**Cuadro No. 14. Deserción por sector. Media y total, 1997 – 2001.**

SECTOR	NIVEL	AÑOS				
		1997	1998	1999	2000	2001
OFICIAL	Media	3%	3%	4%	4%	4%
	Total	8%	7%	7%	7%	8%
PRIVADO	Media	4%	4%	4%	4%	3%
	Total	5%	5%	5%	5%	5%

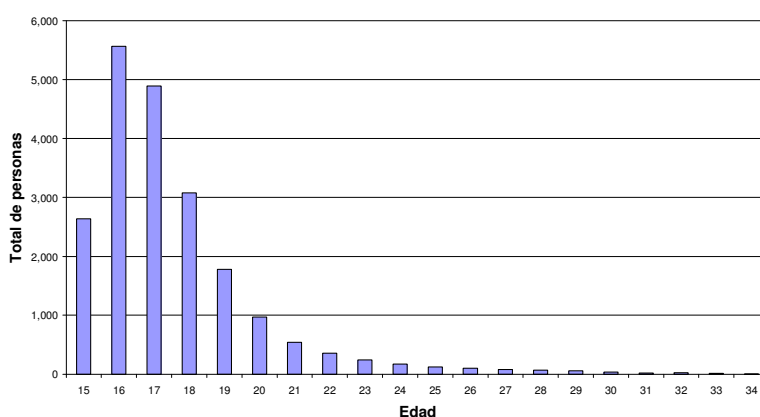
Fuente: Ministerio de Educación Nacional. Formularios C-600.

## Selección de la muestra

Los datos fueron tomados de la Encuesta Continua de Hogares (ECH) para el primer trimestre del 2005. Se consideran datos para las 13 áreas metropolitanas en las que se realizó la encuesta en ese año.

Debido a que se considerarán datos propios de la persona, es necesario que sus características desde el momento de dejar el colegio o de graduarse del mismo hasta el de la encuesta no hayan cambiado mucho. Por tal motivo se restringió la muestra a personas entre 16 y 19 años, porque como lo muestra la siguiente gráfica es la época en la que la mayoría de las personas terminan su educación media (73.81% de las personas).

Edad al graduarse



Además de esta restricción se agregaron las siguientes. Para quienes se graduaron sólo fueron considerados quienes lo hicieron en el último año, mientras que para quienes no se graduaron se exigió que como mínimo hubieran comenzado educación superior (grado 10°), con el fin que no hubieran abandonado la educación con mucha anterioridad a la fecha de la encuesta.

## Resultados

Para el agregado nacional se estimó un probit, cuyos resultados se muestran a continuación. Claramente la mayoría de las variables no son significativas, lo que genera pérdida de eficiencia. Por lo que es necesario eliminar estas variables.

Estimación Primer trimestre de 2005 Agregado Nacional					
Variabes	dy/dx	Std. Err.	z	P> z	X
Jefe de Hogar	0.0265	0.0128	2.0700	0.0380	0.0093
Género	0.0093	0.0161	0.5800	0.5620	0.5538
Edad	-0.0245	0.0062	-3.9400	0.0000	17.3783
Estado Civil	-0.2689	0.0624	-4.3100	0.0000	0.0442
Trabaja	0.0055	0.0183	0.3000	0.7630	0.1854
Tipo Institución	0.0027	0.0128	0.2100	0.8330	0.3037
Ingresos Individuales	-0.0600	0.0302	-1.9800	0.0470	0.0467
Ingresos Hogar	0.0147	0.0087	1.6900	0.0920	0.9859
Integrantes	-0.0031	0.0026	-1.2000	0.2310	4.9440
Desempleo Bachilleres	0.1123	0.4761	0.2400	0.8140	0.1887
Desempleo	0.1055	0.2927	0.3600	0.7190	0.1594
Salario Bachilleres	0.0000	0.0000	-1.0400	0.2970	10032.4
GINI	0.2611	0.1910	1.3700	0.1720	0.5335
Probabilidad Estimada	0.9599				

Cuando se eliminan las variables no relevantes se obtiene el modelo mostrado a continuación:

Variabes	dy/dx	Std. Err.	z	P> z	X
Edad	-0.0261731	0.00531	-4.93	0	17.3783
Estado Civil	-0.2534483	0.05518	-4.59	0	0.044182
Ingresos Individuales	-0.058661	0.02581	-2.27	0.023	0.046746
Ingresos Hogar	0.0121113	0.0062	1.95	0.051	0.985859
Probabilidad estimada	0.9573				

Según los resultados las variables que afectan la terminación de la educación media son la edad, el estado civil y los ingresos tanto individuales como familiares. Esto muestra que las personas jóvenes, solteras, con pocos ingresos individuales y con altos ingresos en el hogar son quienes mayor probabilidad tienen de terminar la educación media. Además, la probabilidad que una persona termine la educación media, dado que la comenzó, es del 95%, que es una proporción alta.

Variabes	dy/dx	Std. Err.	z	P> z	X
Edad	-0.0274	0.0042	-6.59	0	17.3783
Estado Civil	-0.2679	0.0741	-3.62	0	0.0442
Valle de Aburrá	-0.1103	0.0024	-46.02	0	0.1269
Barranquilla	-0.0289	0.0006	-52.45	0	0.0815
Cartagena	-0.0637	0.0022	-28.44	0	0.0585
Manizales	-0.0395	0.0016	-24.29	0	0.0672
Montería	0.0137	0.0038	3.60	0	0.0741
Villavicencio	-0.1253	0.0020	-61.92	0	0.0772
Pasto	-0.0358	0.0032	-11.32	0	0.0653
Cúcuta	-0.0128	0.0031	-4.14	0	0.0666
Pereira	-0.0901	0.0032	-28.05	0	0.0871
Bucaramanga	-0.0342	0.0024	-14.36	0	0.0772
Ibagué	-0.0527	0.0034	-15.52	0	0.0635
Cali	-0.0375	0.0016	-23.11	0	0.0716
Probabilidad estimada	0.9623				

En el modelo en el que se incluyen las dummies regionales sólo resultaron significativas la edad, el estado civil y las dummies. Según estas, en todas las ciudades hay menor probabilidad de terminar la educación media que en Bogotá, excepto en Montería.

Finalmente, se hace un modelo para el área metropolitana de Medellín, con el fin de compararla con el resto del país. Lo más importante es que hay cuatro variables que explican perfectamente el hecho que una persona termine o no el bachillerato, es decir, las personas que no son jefe de hogar o solteras o no trabajan o no tienen ingresos individuales son las que terminan la educación media en Medellín. Al considerar un modelo con las demás variables se encuentra que para este caso el género y la edad resultan significativas, o sea, las mujeres de menor edad son quienes más probabilidad de terminar el bachillerato. Sin embargo, la probabilidad estimada es significativamente menor que en el agregado nacional.

Variabes	dy/dx	Std. Err.	z	P> z	X
Género	0.1257	0.0530	2.37	0.0180	0.5938
Edad	-0.0707	0.0254	-2.78	0.0050	17.3375
Probabilidad estimada	0.9148				

## Conclusiones

Al evaluar las diferencias regionales se encontró que Bogotá es la segunda ciudad donde las personas tienen más probabilidad de terminar la educación media, pero la diferencia no es muy significativa con la mayoría de las ciudades, a excepción de Medellín y Villavicencio, donde las personas tienen hasta un 11% menos de probabilidad de terminar la educación media. Esto muestra áreas urbanas a las que se debe prestar más atención a la hora de plantear propuestas pertinentes.

En cuanto a la significancia de otras variables se encontró que sólo el estado civil y la edad lo eran, lo que lleva a pensar en políticas que disminuyan la edad de terminación o los embarazos en adolescentes, con el fin de disminuir las uniones entre personas de esta edad.

En cuanto a Medellín, se encontró que las personas que terminan la educación media no son jefes de hogar, solteras, que no trabajan y no tienen ingresos; por tanto cualquiera de estas variables explica perfectamente la variable dependiente. Al modelo con las demás variables muestra que sólo el género y la edad explican que una persona termine su educación media en Medellín.

## Referencias

BECKER, Gary. (1964) "Human Capital" Columbia University Press, Nueva York.

LASSIBILLE, Gérard. NAVARRO, María Lucía (2004). "Manual de economía de la educación" Teoría y casos prácticos. Ediciones pirámide. España.

MORENO, José Luis. "Economía de la educación" (1998) Ediciones Pirámide- Madrid

SCHULTZ, T. W. (1961) "Investment in human capital" American Economic Review. Vol 51. Marzo.

WALTER, Laura. (2000) "Differences in the Decision to Attend College among African Americans, Hispanics, and Whites" Tomado de: <http://links.jstor.org/sici?sici=0022-1546%28200003%2F04%2971%3A2%3C117%3ADITDTA%3E2.0.CO%3B2-W>

\_\_\_\_\_ (2004) "Understanding the Decision to Enroll in Graduate School:ex and Racial/Ethnic Group Differences"