

Características familiares y oportunidades educativas en Colombia: un análisis por cohortes

ANDRES FELIPE CUADROS MEÑACA

CARLOS GIOVANNI GONZÁLEZ ESPITIA
. Universidad Icesi Cali-Colombia

JHON JAMES MORA RODRÍGUEZ
Universidad Icesi

RESUMEN

Este documento analiza la relación entre las características familiares y el acceso a la educación postobligatoria en Colombia. Para ello, se estima un modelo probit ordenado robusto usando siete cohortes con los datos de la Gran Encuesta Integrada de Hogares (GEIH) para el periodo entre los años 2007-2010. Los principales resultados económicos muestran que características como la educación de los padres y la situación laboral de los mismos están correlacionadas con el aumento

en la probabilidad de demandar educación postobligatoria (educación media y superior) en Colombia. Otros resultados muestran que existen diferencias estadísticamente significativas por estratos, por cohortes y por género que agravan la desigualdad en las oportunidades educativas.

Clasificación JEL: I20, I23, I24

Palabras claves: Educación, Igualdad de oportunidades, Probit ordenado

INTRODUCCIÓN

En la primera década del siglo XXI Colombia ha experimentado una expansión del acceso al sistema educativo tanto para los niveles obligatorios como para los niveles postobligatorios (Acevedo, Zuluaga y Jaramillo, 2008; Albert, González y Mora, 2013; Ramírez, 2013). Según datos del Ministerio de Educación Nacional (MEN), institución encargada de regular la educa-

ción en Colombia, la educación obligatoria que comprende un año de preescolar y nueve años de educación básica presenta tasas de cobertura bruta superiores al 100 por ciento para el año 2011. Así, la tasa de cobertura bruta para básica primaria es de 117 por ciento y para básica secundaria 104 por ciento. Sin embargo, el resultado para la educación postobligatoria, que comprende la educación media y la educación superior, ha sido poco satisfactorio en comparación con los niveles anteriores. Por ejemplo, la tasa de cobertura bruta para la educación media es del 79 por ciento y para la educación superior (técnica, tecnológica y universitaria) es tan sólo del 37 por ciento en 2011 (MEN, 2012).

En el marco internacional algunos autores como Evans y Schwab (1995), Sanders y Krautmann (1995), Card y Krueger (1996) y Neal (1997) sugieren que las oportunidades educativas en los niveles postobligatorios están fuertemente relacionadas con el entorno familiar, el entorno socioeconómico y las características propias del individuo. Si este estado socioeconómico persiste en el transcurso del tiempo se corre el riesgo que estas disparidades se transfieran a futuras generaciones (Di Paolo, 2012). Además, para entender algunos de los principales aspectos relacionados con las desigualdades existentes en el sistema educativo colombiano es necesario contextualizar el marco institucional. De acuerdo a lo anterior, el sistema educativo colombiano está amparado por el artículo 67 de la Constitución Política de 1991, el cual tiene como objetivo lograr un sistema educativo en el que participe toda la sociedad. Asimismo, la Ley 30 de 1992 (ley de educación superior) y la Ley 115 de 1994 (ley de educación general) garantizan la equidad en el acceso y la oportunidad de alcanzar el mayor nivel de educación, sin importar el origen social y el entorno familiar de los individuos.

A pesar del marco institucional que rige a la educación de acuerdo a la Constitución y las leyes, existe una característica institucional que da cuenta de la existencia o persistencia de las disparidades relacionadas a las características del individuo y de su entorno familiar. Esta particularidad, radica en que el sistema educativo colombiano está estratificado con una separación a los quince años de edad; dado que por mandato constitucional la educación es obligatoria entre los 5 y los 15 años. En otras palabras, una vez los individuos alcanzan esta edad o los nueve años de educación obligatoria, ellos, o sus padres, deben decidir si acceden (o no) a la educación media y, posteriormente, a la educación superior, ambas postobligatorias.

Hanushek y Wöbmann (2006), Brunello y Checchi (2007), entre otros, resaltan que esta clase de separación entre niveles obligatorios y postobligatorios podría reforzar la correlación que existe entre las características familiares y el acceso a la educación. De ahí que, este documento tenga como objetivo analizar la relación entre las características familiares y la elección que hacen los jóvenes por educación postobligatoria en Colombia. Lo anterior permitirá analizar si existen diferencias estadísticamente significativas que muestren la existencia de desigualdad en las oportunidades educativas.

DATOS Y ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS

En este documento, se utilizan los datos del 2007 al 2010 de la Gran Encuesta Integrada de Hogares (GEIH) realizada por el Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE).

El uso de estos cuatro años de la encuesta es apropiado para analizar la relación entre las oportunidades educativas y las características familiares, porque contiene información sobre las características del individuo, la educación de los padres y otras características familiares.

La información de la GEIH permite agrupar el acceso educativo en seis categorías: sin educación/analfabeta, preescolar, primaria, secundaria, educación media y educación superior. Esta información, aplica tanto para la educación del individuo como para el mayor nivel de educación completado por los padres; lo cual representa el entorno educativo de los integrantes del hogar. Además, esta encuesta es homogénea para el periodo seleccionado y permite crear siete cohortes de nacimiento que se observan en la tabla 1, cada una de tres años. La importancia de construir las cohortes en un corte transversal radica en que permiten analizar la dinámica del proceso educativo en el tiempo.

Tabla 1. Cohortes de nacimiento

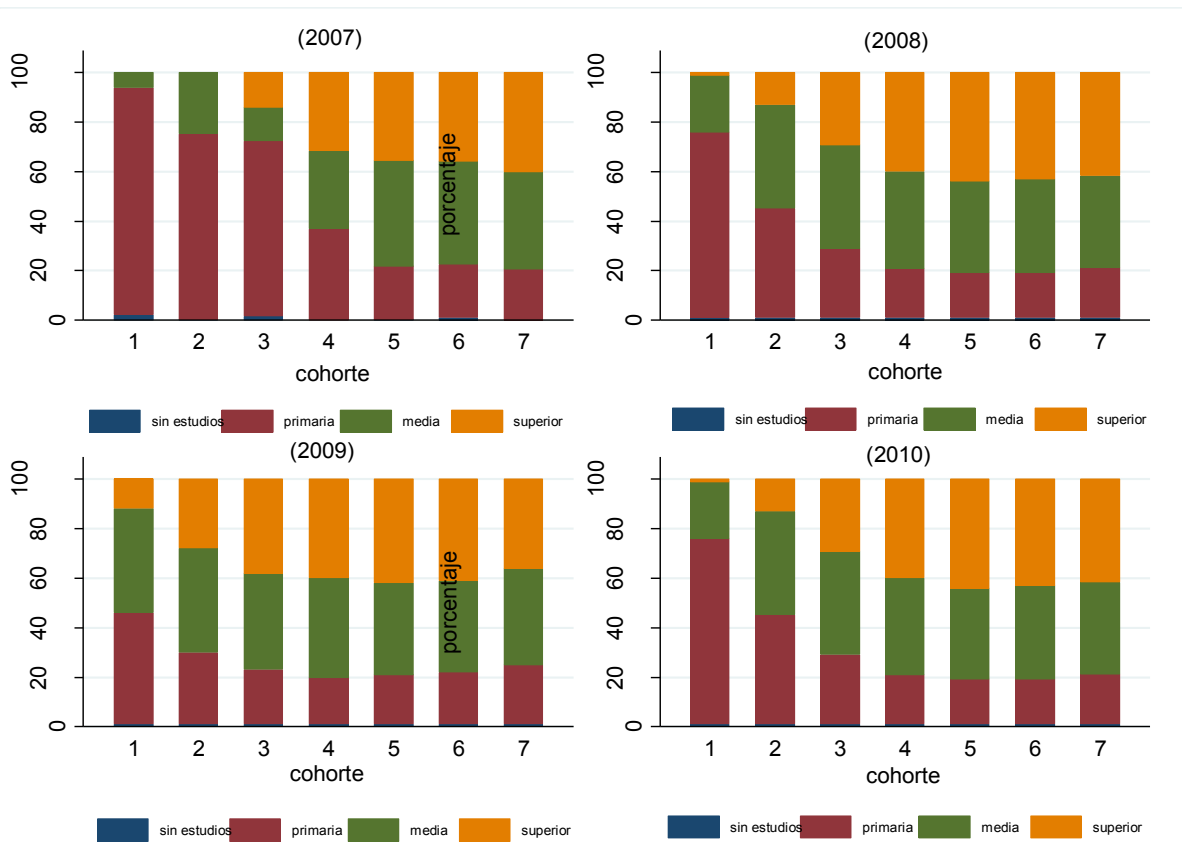
Rango de años				
	2007	2008	2009	2010
C1	1992-1995	1991-1994	1990-1993	1989-1992
C2	1991-1994	1990-1993	1989-1992	1988-1991
C3	1990-1993	1989-1992	1988-1991	1987-1990
C4	1989-1992	1988-1991	1987-1990	1986-1989
C5	1988-1991	1987-1990	1986-1989	1985-1988
C6	1987-1990	1986-1989	1985-1988	1984-1987
C7	1986-1989	1985-1988	1984-1987	1983-1986
Rango de edad				
C1	15-18	16-19	17-20	18-21
C2	16-19	17-20	18-21	19-22
C3	17-20	18-21	19-22	20-23
C4	18-21	19-22	20-23	21-24
C5	19-22	20-23	21-24	22-25
C6	20-23	21-24	22-25	23-26
C7	21-24	22-25	23-26	24-27

Fuente: Elaboración propia.

Sin embargo, es necesario analizar las estadísticas descriptivas de las variables que condicionan la demanda de educación, empezando por la educación de los padres. Algunos trabajos analizan la demanda de educación de los hijos en función de la demanda de educación de los padres y encuentran que el nivel de educación de los padres influye en general en la demanda de educación de los hijos (Leibowitz, 1974, Albert, 1998; Valiente, 2003; Rahonna, 2006). Estos trabajos resaltan la importancia de analizar la educación de los padres por su fuerte relación con el ingreso familiar, el ambiente intelectual en el que vive el estudiante y la habilidad de los hijos. De igual manera, Lillard y Robert (1994) encontraron que la educación del padre influye con mayor fuerza en la educación de los hijos, mientras Lauer (2003) y Chevalier y Lanot (2002), resaltan la educación de la madre, al relacionar el éxito académico con el cuidado y la

atención que esta les brinda. En este sentido, es importante conocer la distribución de la educación de los padres en el sistema educativo colombiano. Los datos de la GEIH permiten observar en el gráfico 1, una imagen descriptiva de la brecha educativa asociada a la educación familiar y su evolución entre cohortes. Este gráfico muestra una importante brecha que persiste en el tiempo, donde los individuos de las cohortes más jóvenes tienen padres cada vez con mayores niveles educativos. Se puede resaltar la reducción de los padres sin educación/analfabetas para las cohortes más viejas en el 2007 y 2008, y su desaparición en las cohortes más jóvenes para el 2009 y el 2010. Con respecto a la educación primaria (obligatoria) y la educación media y superior (postobligatorias), se resalta para las cohortes 1, 2 y 3 una reducción de los padres con educación primaria y un mayor porcentaje con educación superior. Por su parte, para las cohortes 4, 5 y 6 aunque el porcentaje de padres con educación primaria no ha presentado una variación importante, los padres con educación media si han disminuido y han dado pasó a un mayor porcentaje de padres con educación superior.

Gráfico 1. Distribución niveles de educación de los padres por cohorte



Nota: 1, 2, 3, 4, 5, 6 y 7 corresponden a las cohortes de nacimiento. Fuente: Elaboración propia.

Estos resultados se confirman en la tabla 2, donde se analizan los estudios del padre y la madre por separado. En la tabla se puede observar, que existe una mayor participación de los padres con estudios de primaria y un comportamiento creciente en la proporción con educación media durante los cuatro años de análisis. Por otra parte, ser madre, concentra sus estudios en la educación primaria, seguida por media y superior, todas con un comportamiento creciente. De

otra parte, se resalta el bajo porcentaje de padre y madre analfabeta. Es importante considerar la presencia de otras variables que pueden ser determinantes del acceso a mayores niveles educativos; dado que, la brecha en los niveles de educación puede ser producto de otros determinantes importantes como factores personales, factores de origen social o factores socioeconómicos, entre otros. Con la información disponible en la GEIH, se definen un conjunto de características familiares, socioeconómicas y del individuo que se encuentran en la tabla 2 con sus respectivas estadísticas descriptivas.

Una de las características personales que se usará en este trabajo es la variable género. Recientemente, diversos trabajos (Rice, 1987; Kodde y Ritzen, 1988; San Segundo, 2003; Rahona, 2006) han mostrado que las mujeres presentan una mayor participación en las aulas que los hombres, por lo cual es relevante conocer la importancia del género en el acceso a la educación en Colombia. Como se puede observar, existe una mayor proporción de las mujeres durante los cuatro años, la cual se mantiene alrededor del 52 por ciento.

Otros factores de origen social, como la actividad del padre y de la madre, pueden ser vistos como el reflejo del estatus socioeconómico de la familia (Albert, 1998) y como un determinante de la inversión en educación (Albert, 2000). La actividad del padre se relaciona con la capacidad financiera a la que se enfrenta la familia, mientras la importancia de la actividad de la madre está relacionada con la permanencia en el hogar y el cuidado de los hijos (O'Brien y Jones, 1999). Para Colombia se observa un crecimiento en la participación de los padres en el mercado laboral, se puede apreciar, que la actividad del padre se concentra en ocupados con un comportamiento creciente, mientras se presenta un comportamiento decreciente de los padres inactivos. Por su parte, el porcentaje de madres se concentra en inactivos, con un comportamiento creciente tanto en este rubro como en las madres ocupadas y una disminución en las desocupadas. Para las características de la familia, como el tamaño del hogar y el número de hermanos menores de 16 años, variables que muestran la composición de las familias colombianas y que reflejan los límites financieros y la carga económica (Hanushek, 1992; Petrongolo y San segundo, 1998; Valiente, 2003 y Rahonna, 2006), se aprecia que cada vez es mayor el porcentaje de hogares con menor número de personas y con menor número de hermanos menores de 16 años.

Por último, se observan otros factores que pueden influir en la demanda de mayores niveles educativos, como una mayor concentración en los estratos 1, 2 y 3, característica relacionada con el ingreso familiar, la cual muestra un comportamiento creciente en los estratos 1 y 2, y un aumento en el porcentaje de las personas que viven en el Distrito Capital, Bogotá.

Tabla 2. Estadísticas descriptivas

Variable		Porcentajes			
		2007	2008	2009	2010
Género	Mujeres	52.91	52.86	53.26	52.47
Educación del padre	Analfabeta/sin estudios	3.93	3.35	3.95	3.74
	Primaria	31.94	32.87	32.06	31.14
	Secundaria	19.63	18.01	18.99	18.42
	Media	24.20	24.18	27.04	27.29
	Educación superior	20.25	21.54	17.92	19.35
Educación de la madre	Analfabeta/sin estudios	4.13	3.94	4.51	3.90
	Primaria	32.30	32.84	34.08	32.89
	Secundaria	19.45	19.25	19.46	19.30
	Media	25.00	24.44	25.66	26.56
	Educación superior	16.91	17.47	16.26	17.30
Actividad del padre	Ocupado	75.56	76.99	77.41	76.44
	Desocupado	4.26	4.04	4.59	4.93
	Inactivo	20.17	18.96	18.00	18.63
Actividad de la madre	Ocupado	36.80	37.21	38.80	38.53
	Desocupado	3.29	3.34	1.60	1.08
	Inactivo	58.94	58.74	59.60	60.39
Tamaño del hogar	Familia 1	25.45	25.19	30.10	31.52
	Familia 2	21.11	21.72	24.24	24.01
	Familia 3	18.39	18.00	18.80	18.40
	Familia 4	35.04	35.09	26.86	26.06
N° de hermanos menores de 16 años	1	23.60	24.11	24.87	25.98
	2	30.32	30.30	31.72	31.50
	3	22.99	22.79	24.37	23.92
	>4	22.98	22.77	19.03	18.60
Estrato	1	19.10	19.18	24.93	25.12
	2	33.56	34.81	36.12	36.86
	3	29.76	29.08	24.43	24.49
	4	7.21	7.23	5.72	5.69
	5	2.48	2.47	2.14	2.01
	6	1.37	1.18	1.27	0.97
Ciudad	Bogotá	8.95	8.49	9.51	9.30
Años	Porcentaje total	25.77	25.86	24.24	24.13

Fuente: Elaboración propia.

METODOLOGÍA ECONOMETRICA

De acuerdo al sistema de educación colombiano, la información disponible de la GEIH y la teoría del capital humano, las elecciones educativas en Colombia pueden ordenarse en cuatro categorías: analfabeta/sin estudios, educación básica, educación media y educación superior.

La especificación más recomendable para este tipo de variable dependiente discreta es un probit ordenado (Cameron y Heckman, 1998; Ermisch y Francesconi, 2001; Chevalier y Lanot, 2002; Lauer, 2003). Con el objetivo de obtener una representación temporal, se estiman dos modelos, el primero con cada cohorte como variable independiente y un segundo modelo para cada cohorte, manteniendo las características familiares y del individuo fijas. Greene (2012) muestra que un modelo probit ordenado se construye como una función lineal de las variables independientes y un conjunto de puntos de corte, donde la probabilidad de observar el resultado j corresponde a la probabilidad de que la función estimada se encuentre dentro del rango de los puntos de corte estimados:

$$\Pr(y_i = j) = \Pr(\alpha_{j-1} < \beta_1 x_{1j} + \beta_2 x_{2j} + \dots + \beta_k x_{kj} + \mu_j \leq \alpha_j)$$

Donde (μ_j) se asume que se distribuye normalmente y la elección del individuo es $j=0$ sin estudios, $j=1$ obligatoria, $j=2$ media y $j=3$ superior. Se estiman los coeficientes $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k$ junto con los puntos de corte α_1, α_2 y α_3 de forma robusta. Cameron y Trivedi (2005) afirman que el signo de la regresión de estos parámetros puede ser interpretado como determinante, aumente o no la variable latente con las regresoras. Además, que este tipo de modelos permite calcular los efectos marginales en las probabilidades de la siguiente forma:

$$\frac{\partial \Pr[y_i = j]}{\partial x_i} = \{F'(\alpha_{j-1} - x_i' \beta) - F'(\alpha_j - x_i' \beta)\} \beta$$

Donde (F') denota la derivada de F , que es la función de distribución acumulativa del término de error.

Sea $S_j = x_{1j}\beta_1 + x_{2j}\beta_2 + \dots + x_{kj}\beta_k$ la probabilidad predicha de acceder al nivel de educación (j) para un individuo nacido en una cohorte (c), puede escribirse como la probabilidad que $S_j + \mu_j$ entre un par de puntos de corte α_{j-1} y α_j :

$$\Pr(S_j + \mu < \alpha) = \Phi(\alpha - S_j)$$

$$\Pr(S_j + \mu > \alpha) = 1 - \Phi(\alpha - S_j) = \Phi(S_j - \alpha)$$

$$\Pr(\alpha_1 < S_j + \mu < \alpha_2) = \Phi(\alpha_2 - S_j) - \Phi(\alpha_1 - S_j)$$

Donde Φ es la distribución normal y las variables explicativas son características del individuo como el género; características de los padres como la educación de los padres y su actividad; características del hogar como el número de hermanos menores de 16 años y el tamaño del hogar; y otras características como el estrato socioeconómico y la región, esta última tomada como Bogotá, D.C.

PRINCIPALES RESULTADOS

De acuerdo con la teoría del capital humano las características familiares se consideran uno de los principales determinantes de la demanda de educación (Freeman, 1986; Ordovensky 1995). Así, la probabilidad que una persona demande mayores niveles de educación estará en función

de diferentes variables personales, familiares y socioeconómicas. En la tabla 3 la significancia de los coeficientes indica que existen diferencias estadísticas en las características personales, familiares y del entorno socioeconómico de los individuos. Por ejemplo, los resultados muestran que, el ser mujer incrementa la probabilidad de acceder a los niveles de educación superior. Este resultado concuerda con la literatura citada en este documento, donde se resalta el aumento extraordinario que han experimentado las mujeres en la participación en el sistema educativo. González (2011) sugiere que esto puede estar relacionado con las reformas educativas como la Ley 30 de 1992 o con la situación de la mujer en el mercado laboral, debido a que estas presentan mayores tasas de desempleo y una fuerte discriminación, lo que puede estar fortaleciendo su acceso al sistema educativo para compensar en un futuro la discriminación laboral por el hecho de ser mujeres (Caicedo y Mora, 2013).

Por otra parte, se resaltan los resultados para la educación de los padres, el tamaño del hogar y el número de hermanos menores de 16 años, características que generan diferencias significativas. Con respecto a las características de los padres, entre mayor sea la educación del padre y la madre, mayor será la probabilidad de demandar mayores niveles educativos. Así, tener padres con educación media reduce la probabilidad de quedarse sin estudios y alcanzar sólo la educación primaria, pero aumenta la probabilidad de alcanzar estudios postobligatorios. En la misma forma, tener madre con educación primaria, aumenta la probabilidad de alcanzar la educación obligatoria, pero reduce la probabilidad de alcanzar estudios en educación media y superior. No obstante, tener secundaria o alcanzar niveles postobligatorios, aumenta la probabilidad de que los hijos accedan a estos mismos niveles. Por otra parte, en lo que respecta a la participación en el mercado laboral, tener padre y madres desempleados, disminuye la probabilidad que los individuos demanden educación media y superior, ambas postobligatorias.

Para la estructura del hogar, se resalta que si bien el tamaño del hogar no disminuye la probabilidad de demandar niveles de media y superior, el número de hermanos menores de 16 años sí lo hace. Esto puede estar explicado en que ambos niveles, postobligatorios, implican una carga financiera para el hogar. Es decir, no es el número de miembros lo que influye en el acceso sino de estos cuales pueden acceder al sistema educativo.

Con respecto a otros factores que pueden afectar la demanda de educación, el estrato socioeconómico, variable medida como el estrato reportado en los servicios públicos, muestra que sin importar el estrato la probabilidad de demandar educación media y superior aumenta, mientras la probabilidad de quedarse sin estudios o con el nivel obligatorio disminuye. Por su parte la variable Bogotá, que recoge a los individuos que se encuentran en el distrito capital, refleja la existencia de diferencias significativas y además, indica que individuos que viven en la capital del país tienen una mayor probabilidad de demandar educación postobligatoria.

De manera adicional, se incluyeron las cohortes y el tiempo y se encuentra que existen diferencias estadísticamente significativas entre ellos. Para las cohortes, en cada una de ellas, el efecto marginal de quedarse sin estudios o acceder a la educación primaria es negativa. No obstante, cada cohorte tiene un efecto marginal positivo en el acceso a la educación postobligatoria. Para los años 2008, 2009 y 2010, el efecto marginal de quedarse sin estudios o demandar educación obligatoria es negativo, mientras demandar los niveles postobligatorios, media y superior, tiene un efecto positivo.

En sí, estos resultados sugieren que para Colombia, la decisión de acceder a mayores niveles educativos estará condicionada a la dotación de las características personales, familiares, de la estructura del hogar, de la cohorte de nacimiento y de los años en que se demande cada nivel (Gonzalez, Giron, y Sanchez, 2003).

Tabla 3. Efectos Marginales Modelo Probit ordenado robusto

Variables		Sin estudios	Primaria	Media	Superior
Género	Mujer	-0,0098***	-0,0699***	0,0010***	0,0423***
Educación del padre	Primaria	0,0005	0,0033	-0,0018	-0,0020
	Secundaria	-0,0001	-0,0008	0,0004	0,0005
	Media	-0,0077***	-0,0654***	0,0321***	0,0410***
	Superior	-0,0091***	-0,0835***	0,0393***	0,0534***
Educación de la madre	Primaria	0,0009**	0,0063**	-0,0034**	-0,0038**
	Secundaria	-0,0019***	-0,0146***	0,0077***	0,0089***
	Media	-0,0116***	-0,1020***	0,0488***	0,0648***
	Superior	-0,0148***	-0,1552***	0,0659***	0,1041***
Actividad del padre	Inactivo	0,0077***	0,0553***	-0,0296***	-0,0334***
	Desocupado	0,0114***	0,0631***	-0,0380***	-0,0364***
Actividad de la madre	Inactivo	0,0013***	0,0092***	-0,0049***	-0,0055***
	Desocupado	0,0025***	0,0169***	-0,0093***	-0,0101***
Tamaño del hogar (miembros)	>4	-0,0252***	-0,2232***	0,1007***	0,1476***
	3	-0,0154***	-0,1499***	0,0666***	0,0987***
	2	-0,0082***	-0,0671***	0,0335***	0,0418***
N° de hermanos 16 años	1	0,0950***	0,2729***	-0,1985***	-0,1693***
	2	0,1810***	0,3253***	-0,2670***	-0,2393***
	>3	0,2579***	0,3263***	-0,2974***	-0,2868***
Estrato	2	-0,0070***	-0,0538***	0,0279***	0,0330***
	3	-0,0115***	-0,0981***	0,0476***	0,0619***
	4	-0,0136***	-0,1555***	0,0625***	0,1066***
	5	-0,0121***	-0,1359***	0,0556***	0,0923***
	6	-0,0093***	-0,0930***	0,0415***	0,0608***
Ciudad	Bogotá	-0,0015***	-0,0110***	0,0058***	0,0067***
Cohortes	C2	-0,0097***	-0,0957***	0,0429***	0,0625***
	C3	-0,0129***	-0,1477***	0,0596***	0,1011***
	C4	-0,0153***	-0,2001***	0,0715***	0,1439***
	C5	-0,0173***	-0,2586***	0,0786***	0,1973***
	C6	-0,0183***	-0,2954***	0,0791***	0,2346***
	C7	-0,0229***	-0,3070***	0,0969***	0,2330***
Año	2010	-0,0033***	-0,0255***	0,0133***	0,0156***
	2009	-0,0015***	-0,0113***	0,0060***	0,0068***
	2008	-0,0020***	-0,0150***	0,0079***	0,0091***
Log-likelihood			-173177		
Test Wald			0.0000		
Observaciones			191506		

Nota: Significancia al: ***0.01, **0.05, *0.1. Errores estándar robustos. Individuo de referencia: hombre, de padres sin estudios (o analfabeta), ocupados, en un hogar pequeño, sin hermanos, de estrato socioeconómico 1 que reside fuera de Bogotá, en el año 2007. Fuente: Elaboración propia.

La tabla 4 muestra los resultados de los efectos marginales de elegir educación superior por cohortes condicionados a las características personales, familiares y del entorno del individuo. Así, se resalta la variable género, cuyos coeficientes son significativos para los cuatro años. Mostrando que ser mujer incrementa la probabilidad de demandar educación superior en todas las cohortes. Con respecto a las características de los padres, tener padre y madre con educación media y superior incrementa la probabilidad de demandar educación superior, además se puede apreciar, que este efecto es mayor para las cohortes de mayor edad. Esto sugiere que a medida que se avanza en el tiempo, las cohortes más jóvenes tendrán padres con niveles de educación más altos, por lo que estos resultados aportan a la idea que individuos con familias más educadas, o con tradiciones educativas, alcancen mayores niveles de educación. En esta misma línea, tener padre inactivo o desempleado disminuye la probabilidad de demandar educación superior para todas las cohortes. En lo que respecta a la madre, el ser desempleada o inactiva, no parece influir en la demanda de educación de los hijos. Este resultado sugiere, que la no participación de la madre en el mercado laboral no representa una gran barrera para los jóvenes que quieren acceder a mayores niveles educativos. Con respecto a la estructura del hogar, tener hermanos menores de 16 años disminuye la probabilidad de acceder a la educación superior, mientras el tamaño del hogar no parece afectar negativamente la probabilidad del acceso a este nivel.

El estrato socioeconómico, muestra que entre mayor sea el estrato mayor es la magnitud de la probabilidad de demandar educación superior. Además, dicha probabilidad es mayor para las cohortes de mayor edad. Por otra parte, la variable Bogotá muestra que no existe una influencia significativa de la locación en la demanda de educación superior entre cohortes. Este resultado sugiere un avance en igualdad de oportunidades entre residir en cualquiera de las regiones del país y acceder a la educación superior. Finalmente, el hecho de pertenecer a cualquiera de las cohortes y demandar educación superior en el 2008, 2009 y 2010 tiene una probabilidad positiva, lo cual sugiere un panorama favorable en acceso a la educación superior en el tiempo.

Antes de analizar las probabilidades condicionales, debemos tener en cuenta que junto con los resultados descritos hasta ahora en esta sección, los efectos marginales por cohortes para cada año, muestran que existen diferencias significativas en el tiempo y entre cohortes. En el análisis de las predicciones de las probabilidades, en el gráfico 4, se puede observar un comportamiento creciente en la probabilidad de demandar mayores niveles educativos en el transcurso del periodo de análisis. La probabilidad de acceder a la educación primaria es la más alta en los cuatro años siendo en el 2007 del 60 por ciento y en 2010 del 65 por ciento. Por su parte, para la primera elección postobligatoria, el acceso a la educación media, la probabilidad se ha mantenido estable alrededor del 39 por ciento. Este comportamiento en la probabilidad de acceder a mayores niveles de educación ha permitido que cada vez sea mayor la probabilidad de alcanzar la educación superior. No obstante, el ritmo de crecimiento en la probabilidad de acceder a la educación superior está por encima del 10 por ciento en el 2007 y apenas un 2 por ciento mayor en el 2010. Igualmente, se resalta la baja probabilidad para cada uno de los años de quedarse sin estudios/analfabeta. Estos resultados pueden derivarse del esfuerzo del MEN por cerrar las brechas en inequidad a través de una mayor participación de la sociedad en el

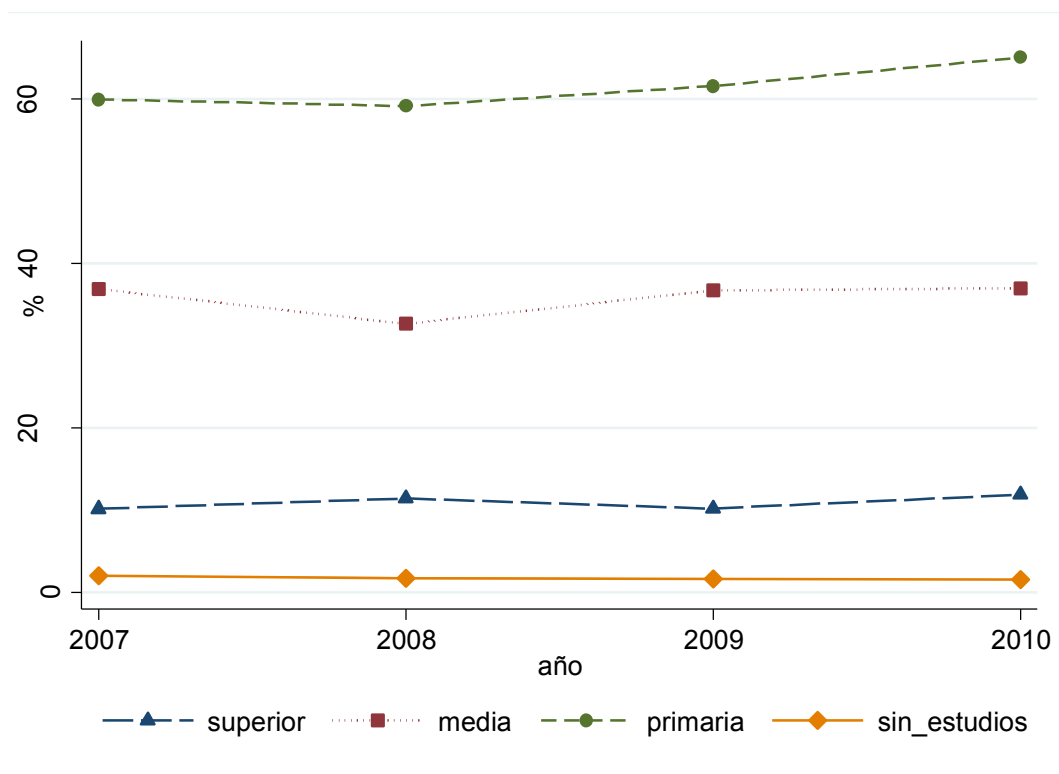
sistema educativo. Principalmente, a través de proyectos de cobertura como: Programa de alimentación escolar, Gratuidad educativa, Ni uno ni menos, Familias en acción, Proyecto Ícaro, entre otros.

Tabla 4. Efectos Marginales Modelo Probit ordenado robusto

		Todo	C2	C3	C4	C5	C6	C7
Género	Mujer	0,047***	0,014***	0,025***	0,047***	0,038***	0,078***	0,081***
Educación del padre	Primaria	-0,008***	0,003	0,017**	0,025*	0,051***	0,037**	0,013
	Secundaria	-0,005***	0,007	0,025**	0,022	0,051**	0,038*	0,026**
	Media	0,032***	0,009**	0,054***	0,064***	0,114***	0,115***	0,113***
	Superior	0,043***	0,015**	0,053***	0,055***	0,149***	0,127***	0,201***
Educación de la madre	Primaria	-0,003***	0,000	-0,004	-0,009	-0,035***	-0,004	-0,042***
	Secundaria	0,014***	0,005	0,008	0,022*	0,012	0,045***	-0,003
	Media	0,066***	0,023***	0,052***	0,092***	0,100***	0,142***	0,129***
	Superior	0,099***	0,046***	0,063***	0,134***	0,160***	0,248***	0,317***
Actividad del padre	Inactivo	-0,030***	-0,004	-0,023***	-0,034***	-0,061***	-0,077***	-0,085***
	Desocupado	-0,033***	-0,009***	-0,033***	-0,038**	-0,073***	-0,038	-0,085***
Actividad de la madre	Inactivo	0,003***	-0,003	-0,001	0,004	0,022**	0,020**	-0,004
	Desocupado	0,010***	-0,007	0,008	-0,036	0,037	0,036	-0,075***
Tamaño del hogar (miembros)	>4	-0,190***	0,009**	0,019***	0,082***	0,089***	0,111***	0,189***
	3	-0,128***	0,013***	0,030***	0,083***	0,103***	0,103***	0,149***
	2	0,054***	0,008***	0,016***	0,050***	0,073***	0,072***	0,084***
N° de hermanos < 16 años	1	-0,196***	-0,018***	-0,042***	-0,084***	-0,137***	-0,160***	-0,187***
	2	-0,280***	-0,023***	-0,053***	-0,120***	-0,166***	-0,223***	-0,284***
	>3	-0,337***	-0,033***	-0,074***	-0,141***	-0,217***	-0,267***	-0,349***
Estrato	2	0,032***	0,019***	0,036***	0,060***	0,099***	0,114***	0,138***
	3	0,061***	0,024***	0,066***	0,106***	0,162***	0,225***	0,257***
	4	0,106***	0,033***	0,083***	0,180***	0,234***	0,292***	0,386***
	5	0,089***	0,035***	0,084***	0,127***	0,204***	0,243***	0,334***
	6	0,055***	0,012	0,103***	0,040	0,132*	0,223***	0,330***
Ciudad	Bogotá	0,006***	-0,003	-0,008	0,003	0,003	0,004	0,010
Año	2010	0,014***	0,562***	0,661***	0,652***	0,477***	0,257***	0,046***
	2009	0,007***	0,337***	0,562***	0,606***	0,48***	0,251***	0,04***
	2008	0,010***	0,015***	0,178***	0,425***	0,396***	0,225***	0,052***

Nota: Significancia al: ***0.01, **0.05, *0.1. Errores estándar robustos. Individuo de referencia: hombre, de padres sin estudios (o analfabeta), ocupados, en un hogar pequeño, sin hermanos, de estrato socioeconómico 1 que reside fuera de Bogotá, en el año 2007. Fuente: Elaboración propia.

Gráfico 4. Probabilidad de participar en los niveles de educación o sin educación en Colombia



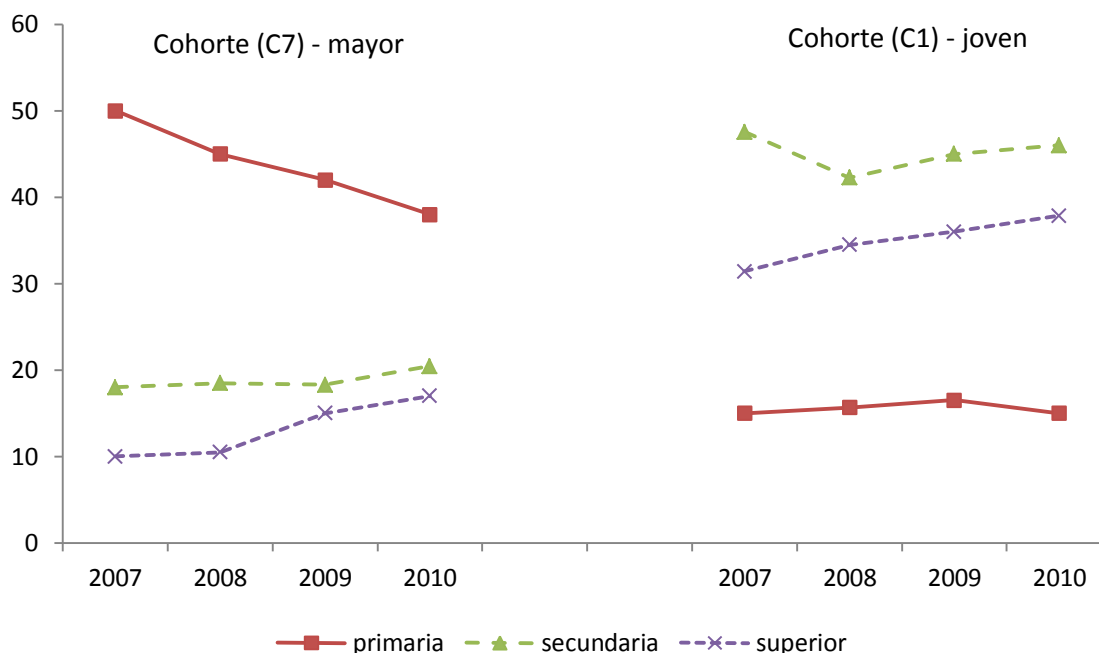
Nota: Individuo de referencia: hombre, de padres sin estudios (o analfabetas) cuya actividad laboral es estar ocupados, sin hermanos, en un hogar pequeño, de estrato socioeconómico 1 que reside por fuera de Bogotá D.C., en el año 2007. Fuente: Elaboración propia.

Aunque si bien ha existido un avance en cada uno de los niveles obligatorios y postobligatorios, la pregunta sería: dado que existe diferencias significativas en las características del individuo y su familia en la probabilidad de acceder a mayores niveles educativos ¿el aumento en la probabilidad ha sido igual para todas las personas en la sociedad? Esta pregunta es relevante, en el sentido que lo que se busca no es sólo incrementar la cobertura, sino que al mismo tiempo, el acceso sea equitativo. Dado que existen diferencias estadísticas, se analiza la predicción de las probabilidades condicionadas a las cohortes y al estrato socioeconómico.

Los gráficos 5 y 6 muestran que la evolución no ha sido igual para todos los individuos en el tiempo, ni para las diferentes clases sociales, respectivamente. El gráfico 5 muestra, que los individuos que tienen mayores probabilidades de acceder a mayores niveles educativos son aquellos que pertenecen a las cohortes más jóvenes. En esta última cohorte, la probabilidad de participar en educación superior se mantuvo durante los cuatro años por encima del 30 por ciento y en la educación básica secundaria por encima del 40 por ciento, mientras para la cohorte más joven no supero el 20 por ciento. De igual forma, el gráfico muestra un avance en la probabilidad de demandar mayores niveles de educación al mantener la secundaria seguida por la educación superior un comportamiento creciente. Es importante resaltar que si bien para las cohortes más viejas la mayor probabilidad es la de alcanzar primaria, su comportamiento decreciente que pasa del 50 por ciento al 39 por ciento parece ser explicado por el comportamiento creciente en la probabilidad de demandar el nivel de secundaria básica y la

educación superior que crece hasta el 20 por ciento. Es decir, en el tiempo los individuos más jóvenes cada vez tienen una mayor probabilidad de alcanzar mayores niveles educativos, en especial los niveles postobligatorios (media y superior).

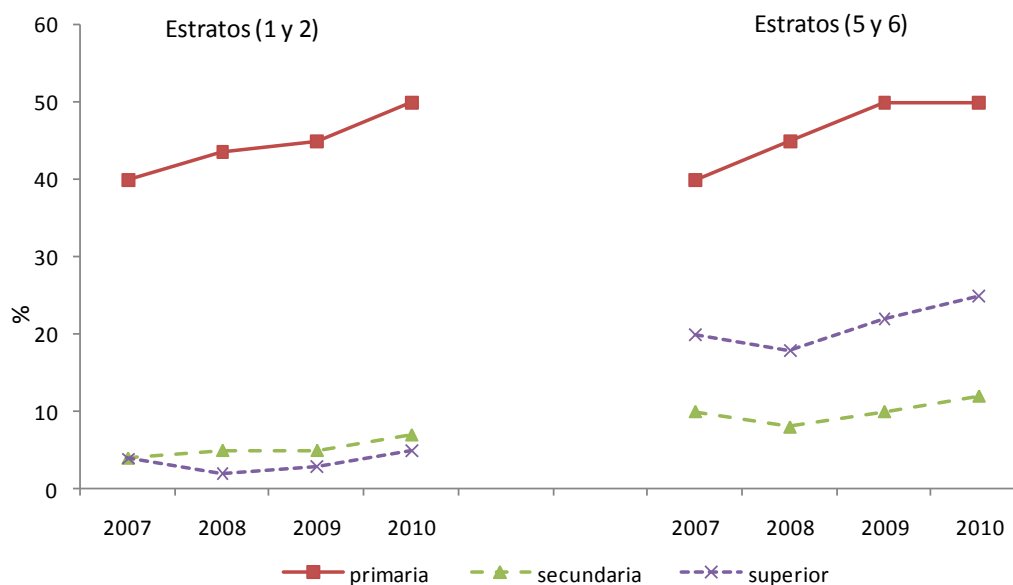
Gráfico 5. Probabilidad de participar en los niveles de educación según la cohorte



Nota: Individuo de referencia: hombre, de padres sin estudios (o analfabetas) cuya actividad laboral es estar ocupados, sin hermanos, en un hogar pequeño, de estrato socioeconómico 1 que reside por fuera de Bogotá D.C., en el año 2007. Fuente: Elaboración propia.

En el gráfico 6 se observa que sin importar el estrato socioeconómico al que pertenecen los individuos estos tienen la misma probabilidad de acceder a la educación primaria con un comportamiento creciente que pasa del 40 por ciento al 50 por ciento de 2007 a 2010. Cuando se analiza la educación superior, que es un nivel postobligatorio e implica la decisión de invertir en capital humano, se observa que los individuos que pertenecen a estratos socioeconómicos más altos tienen una mayor probabilidad de acceder a este nivel. Por ejemplo, la probabilidad de demandar educación superior y secundaria es del 20 por ciento y el 10 por ciento, respectivamente para los estratos más altos. Pero para los estratos más bajos apenas alcanza el 5 por ciento, evidenciando una fuerte desigualdad en las oportunidades educativas que están condicionadas en promedio al ingreso o el estatus socioeconómico de la familia (Willis y Rosen, 1979).

Gráfico 6. Probabilidad de participar en los niveles de educación según el estrato



Nota: Individuo de referencia: hombre, de padres sin estudios (o analfabetas) cuya actividad laboral es estar ocupados, sin hermanos, en un hogar pequeño, de estrato socioeconómico 1 que reside por fuera de Bogotá D.C., en el año 2007. Fuente: Elaboración propia.

CONCLUSIONES

Este documento provee un análisis de la relación entre las características familiares y las oportunidades de acceder a la educación postobligatoria (educación media y educación superior) en Colombia y su respectiva evolución entre cohortes de nacimiento. Los resultados indican que este tipo de elecciones educativas están condicionadas a características personales, familiares y del entorno más próximo del individuo. Este análisis confirma los resultados reportados sobre la expansión en el acceso a los diferentes niveles educativos, pero el acceso todavía es muy limitado a algunos grupos sociales inclusive por cohortes de nacimiento.

Estos resultados sugieren la necesidad de una política que reduzca el impacto de las características familiares en el acceso a la educación media y superior. En este sentido, dado que los objetivos de cobertura para la educación básica (primaria y secundaria) parecen estarse cumpliendo, y que padres más educados incrementan la probabilidad que sus hijos alcancen mayores niveles de educación, una alternativa es extender la educación media, especialmente el alcanzar el título de bachillerato al 100 por ciento de la población en edad escolar. Además, es necesario trabajar en el acceso equitativo de los estratos más bajos hacia los niveles de educación superior (técnica, tecnológica y universitaria) con programas de becas completas con financiación público/privada que cubran los costos directos e indirectos y que permitan un acceso real de algunos grupos sociales menos favorecidos y que son mayoritarios en Colombia.

REFERENCIAS

- Acevedo, S., Zuluaga, F. y Jaramillo, A. (2008). Determinantes de la Demanda por Educación Superior en Colombia. *Revista de Economía del Rosario*, 11(1). p. 121-148.
- Albert, C. (1998). La Evolución de la Demanda de Enseñanza Superior en España. *Hacienda Pública Española*. Monografía Educación y Economía, p. 119-137.
- Albert, C. (2000). Higher Education Demand in Spain; The Influence of Labour Market Signals and Family Background. *Higher Education*, 40(2), p. 147-162.
- Albert, C., Gonzalez, C. G. y Mora, J. (2013). Determinantes de la demanda de educación universitaria en Colombia, 1980-2010. *Revista Economía Institucional*, 15(19), p. 169-194.
- Brunello, G. y Checchi, D. (2007). Does School Tracking Affect Equality of Opportunity? New International Evidence. *Economic Policy*, 22 (52), p 781-861.
- Caicedo, C y Mora, J. (2013). *¿Igualdad salarial entre hombres y mujeres en Santiago de Cali? De la legislación a la realidad*. Cali: Red de Observatorios Regionales del Mercado de Trabajo RED ORMET.
- Cameron, S. y Heckman, J. (1998). Life Cycle Schooling and Dynamic Selection Bias: Models and Evidence for Five Cohorts of American Males. *Journal of Political Economy*, 106 (2), p. 262-333.
- Card, D. y Krueger, A. (1996). School Resources and Student Outcomes: An Overview of The Literature and New Evidence from North and South Carolina. *Journal of Economic Perspectives*, 10(4), p. 31-50.
- Chevalier, A. y Lanot, G. (2002). The Relative Effect of Family Characteristics and Financial Situation on Educational Achievement. *Education Economics, Taylor and Francis Journals*, 10(2), p. 165-181.
- Di Paolo, A. (2012). Parental Education and Family Characteristics: Educational Opportunities Across Cohorts in Italy and Spain. *Revista de Economía Aplicada*, 20(58), p. 119-146.
- Ermisch, J. y Francesconi, M. (2001). Family Matters: impacts of Family Background on Educational Attainments. *Economica*, 68 (270), p. 137-56.
- Evans, W. y Schwab, R. (1995). Finishing High School and Starting College: Do Catholic Schools Make a Difference? *Quarterly Journal of Economics*, 110 (4), p. 941-974
- Freeman, R. (1986), Demand for Education. En Ashenfelter, O. y Layard, R. *Handbook of Labor Economics*, North Holland: Amsterdam.
- González, C. G., Giron, L y Sanchez H. (2003). Algunos cálculos de la tasa de retorno de la educación para Cali, *Revista Asuntos Económicos*, 5(1), p.7-25.
- González, G. (2011). *Análisis Económico de la Demanda de Educación Universitaria en Colombia: Un Análisis Cuantitativo*. Tesis Doctoral. Universidad de Alcalá, España.
- Greene, W. (2012). *Econometrics Analysis*. (7th ed). Prentice Hall
- Hanushek, E. (1992). The Trade-Off between Child Quantity and Quality, *Journal of Political Economy*, 100(1), p. 84-117,
- Hanushek, E. y Wössmann, L. (2008). The Role of Cognitive Skills in Economic Development. *Journal of Economic Literature*, 46(3), p. 607-68.
- Kodde, D. y Ritzen, J. (1988). Direct and Indirect Effects of Parental Education Level on The Demand for Higher Education. *The Journal of Human Resources*, 23(3), p, 356-371.
- Lauer, C. (2003). Family background, cohort and education: a French-German Comparison Based on a Multivariate Ordered Probit Model of Educational Attainment, *Labour Economics*, 10 (2), p. 231-251.
- Leibowitz, A. (1974). Home Investment in Children. *Journal of Political Economy*, 82(2), p. 111-131.
- Lillard, L. y Robert, J. (1994). Intergenerational Educational Mobility: Effects of Family and State in Malaysia. *Journal of Human Resources*, 29 (4), p. 1126-66.

- MEN (2012). Estadísticas de la Educación Superior. Ministerio de Educación Nacional de Colombia, Bogotá.
- Neal, D. (1997). The Effects of Catholic Secondary Schooling on Educational Achievement. *Journal of Labor Economics*, 15(1), p. 98-123.
- O'Brien, M. y Jones, D. (1999). Children, Parental Employment and Educational Attainment: An English Case Study. *Journal of Economics*, 23(5), p. 599-621.
- Ordozensky, J. (1995). Effects of Institutional Attributes on Enrolment Choice: Implications for Postsecondary Vocational Education. *Economics of Education Review*, 14(4), p. 335-350.
- Petrongolo, B. y San Segundo, M. (1998). Staying-on at School at Sixteen: The impact of Labor Market Conditions in Spain. Open Access publications. Universidad Carlos III de Madrid.
- Rahona, M. (2006). La Influencia del Entorno Socioeconómico en la Realización de Estudios Universitarios: Una Aproximación al Caso Español en la Década de los Noventa. *Revista de Economía Pública*, 178(3), p. 55-80.
- Ramírez, A. (2013). Modelos de Elección Discreta: Una Aplicación a la Demanda por Cupos Universitarios en Colombia. *Documentos de Trabajo CIEF*. Universidad EAFIT.
- Rice, P. (1987). The Demand for Post-Compulsory Education in the UK and The Effects of Educational Maintenance Allowances. *Económica*, 54(216), p. 465-475.
- San Segundo, M. (2003). Origen Socioeconómico y Capital Humano. En: *Calidad, Igualdad y Equidad en la Educación*. Biblioteca nueva, Madrid.
- Sanders, W y Krautmann, A. (1995). Catholic Schools, Dropout Rates, and Educational Attainment. *Economic Inquiry*, 33(2), p. 217-233.
- Valiente, A. (2003). *La demanda de Educación Universitaria y el Rendimiento Privado de la Educación en España*. Secretariado de Publicaciones e Intercambio Editorial. Universidad de Valladolid.
- Willis, R. y Rosen, S. (1979). Education and Self Selection. *The Journal of Political Economy*, 87 (5), p. S7-S36.