

**DESEMPEÑO RELATIVO DE LOS  
GRADUADOS EN EL ÁREA DE EDUCACIÓN  
EN EL EXAMEN DE ESTADO DEL ICFES**

Juan D. Barón  
Leonardo Bonilla Mejía

---

Cuando este capítulo fue escrito el autor Juan David Barón se desempeñaba como investigador del Centro de Estudios Económicos Regionales (CEER) del Banco de la República. Leonardo Bonilla es profesional especializado del Centro de Estudios Económicos Regionales (CEER) del Banco de la República. El capítulo se benefició de los comentarios de Laura Cepeda, Laura Rueda, Adolfo Meisel, María Aguilera y Luis Galvis. Andrés Castaño y José Mola prestaron una valiosa asistencia en la elaboración de este documento. Las opiniones y posibles errores son de responsabilidad exclusiva de los autores y no comprometen al Banco de la República ni a su Junta Directiva.

En Colombia es poco lo que se conoce sobre las capacidades o estándares académicos de los maestros, comparados con profesionales en otras áreas del conocimiento. En vista de que sus competencias intelectuales podrían estar asociadas con su capacidad para transmitir conocimiento a los estudiantes, conocer los estándares académicos relativos de los maestros ofrece información relevante para alimentar el debate sobre cómo mejorar la educación que reciben los estudiantes colombianos.

Esta investigación contribuye a dicho debate, analizando los estándares académicos relativos de las personas que se gradúan de instituciones de educación superior en las áreas de Educación y Pedagogía. Específicamente, se quiere responder a la pregunta de cuál es la relación, si la hay, entre el desempeño en la prueba de Estado del Icfes y la probabilidad de obtener un título profesional en el área de educación, en comparación con los resultados del Icfes de los graduados en otras áreas del conocimiento. Para ello se estiman dos medidas usadas en la literatura internacional: i) el percentil promedio en la prueba del Icfes para los graduados en el área de educación y para el resto de graduados, y ii) la probabilidad de graduarse en educación, dado su desempeño relativo en el Icfes (medido mediante los quintiles de la distribución de resultados del Icfes de todos los graduados).

Con base en la evidencia disponible, se concluye que hay una relación inversa entre el resultado en la prueba de Estado y la probabilidad de obtener un título en educación. Se estima que una persona que obtuvo un resultado en el Icfes en los cinco percentiles más bajos de la distribución de resultados de su cohorte de graduados tiene una probabilidad cinco veces mayor de graduarse de una carrera en pedagogía, que una persona cuyo resultado estuvo en los cinco percentiles más altos. Los resultados son cualitativamente los mismos si se analiza el desempeño relativo en diferentes componentes del Icfes o en una medida agregada. Estas diferencias son aún más pronunciadas para las mujeres que para los hombres, y todas ellas son estadísticamente significativas.

Dada la limitada información, se proponen posibles hipótesis que pueden haber incidido en la situación actual. Entre ellas están el surgimiento de ocupaciones alternativas más rentables para los de mayor competencia, particularmente mujeres, y la compresión de la distribución de salarios en el sector educativo, que limita una mayor compensación a los más competentes y aumenta la de los menos. Ambos factores trabajan en detrimento del estándar académico promedio de la profesión de maestro y posiblemente afectan la calidad de la educación impartida.

Este capítulo está dividido en cuatro secciones. En la primera se revisa la literatura nacional e internacional sobre la calidad de la educación y la calidad de los maestros. En la sección 2 se describen los datos y el modelo econométrico, mientras que en la 3 se plantean algunas hipótesis para interpretar los resultados. La última sección concluye con algunas reflexiones sobre el tema de la calidad de la educación y las características de los maestros, y se mencionan algunas opciones de política pública disponibles para atraer estudiantes con estándares académicos más elevados a la profesión de maestro.

## 1. REVISIÓN DE LITERATURA

La calidad de la educación básica y media en Colombia es baja. Por lo menos eso es lo que se concluye de los resultados en lectura, matemáticas y ciencias en la prueba del Programme for International Student Assessment (PISA) de 2009, el cual ubica los resultados de los estudiantes colombianos entre los últimos diez en las tres áreas de evaluación. Esta prueba se realiza en 65 países a estudiantes de 15 años de edad que están próximos a terminar sus estudios de educación media (Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico [OCDE], 2010). Específicamente, Colombia ocupa el puesto 56 en matemáticas, el 53 en ciencias y el 50 en lenguaje. Así mismo, es el tercer país con el menor porcentaje de estudiantes en los niveles más altos en matemáticas, el quinto en ciencias y el decimoprimer en lectura. Esta situación no solo se observa al final de la educación media sino también en grados intermedios del proceso de formación educativa. En la prueba Trends in International Mathematics and Science Study (TIMSS) de 2007, que evalúa a estudiantes de cuarto y octavo grado en matemáticas y ciencias, los estudiantes colombianos de cuarto grado ocuparon el lugar 29 en ciencias (entre 36), y los de octavo el 42 (entre 48). En matemáticas, la situación no fue alentadora, pues los estudiantes de cuarto grado ocuparon el lugar 30, y los de octavo el 40 (Gonzales *et al.*, 2008)<sup>1</sup>. Otros informes también resaltan la alta disparidad en la calidad de la educación existente dentro del país en términos geográficos, entre grupos sociodemográficos o entre tipos de colegio (Barón, 2013; Banco Mundial, 2009; Gaviria y Barrientos, 2001c; Steiner *et al.*, 2002).

Ante este panorama surgen preguntas sobre el papel que desempeñan los diferentes factores involucrados. Algunos trabajos en la literatura nacional abordan este amplio tema mostrando la importancia relativa que, sobre el rendimiento académico, tienen las características de las familias o su estatus socioeconómico

---

<sup>1</sup> Para un interesante análisis de las implicaciones económicas de este tipo de pruebas internacionales y algunas críticas a estas, véase Hanushek y Woessmann (2011).

(Gaviria y Barrientos, 2001c; Sarmiento, Becerra y González, 2000; Caro, 2000), así como también la jornada (Bonilla, 2014), o las características de los colegios (Gaviria y Barrientos, 2001b; Rangel y Lleras, 2010; Castaño, 1998; Barrientos, 2008). En general, la literatura coincide en que las características de la familia y el estudiante explican una mayor parte de la variación del rendimiento académico de los estudiantes que las características de los colegios, resultados que son similares a los encontrados en la literatura internacional (Eide, Goldhaber y Brewer, 2004).

Las características de los maestros no pasan inadvertidas en este debate. Si bien no hay un consenso acerca de la importancia relativa de este factor en comparación con los otros (Hanushek y Rivkin, 2006; Hanushek, 1989; Goldhaber, Brewer y Anderson, 1999; Greenwald, Hedges y Laine, 1996), sí lo hay en cuanto a que existe una gran heterogeneidad en la calidad de los maestros y que tener un “buen” maestro incide positivamente sobre el proceso de aprendizaje. Dado que se trata de un tema relativamente controvertido, vale la pena hacer énfasis en tres aspectos críticos a la hora de medir el impacto de la calidad de los maestros sobre el desempeño de los alumnos: 1) las distintas definiciones de calidad y la disponibilidad de información, 2) las dificultades empíricas y 3) las particularidades de este mercado laboral.

Con respecto al primer punto, la literatura internacional se ha enfocado en tres tipos de indicadores de calidad: a) las credenciales y certificación de los maestros, así como la especialidad o el área de enseñanza, b) la experiencia, y c) la habilidad y el desempeño académico de los docentes (Hanushek y Rivkin, 2006). Dada la disponibilidad de información, los dos primeros tipos de medidas son los más empleados en la literatura especializada. Según Eide, Goldhaber y Brewer (2004), aunque con limitaciones, la competencia académica de los maestros, medida con pruebas estandarizadas, parece ser el mejor predictor de qué tan efectivo será un maestro. Esta conclusión está basada en estudios que muestran relaciones positivas entre los resultados de los estudiantes en pruebas estandarizadas, o mejoramiento del desempeño, y pruebas de aptitud verbal de los maestros (Brewer, 1996) o puntajes totales en otras pruebas estandarizadas (Strauss y Sawyer, 1986). Se debe señalar, sin embargo, que son pocos los sistemas educativos en los que se aplican de manera sistemática pruebas estandarizadas a los docentes.

En cuanto a la parte empírica, el principal problema está en que resulta difícil identificar el impacto de las características de los docentes. Por ejemplo, es probable que se encuentren mejores docentes en comunidades con un mayor nivel socioeconómico, y en estas circunstancias se puede confundir el efecto de los distintos determinantes. Se hace entonces necesario emplear una estrategia de identificación para determinar qué parte del resultado de los alumnos se debe a la calidad de los docentes. En el caso colombiano, son relativamente pocos los trabajos que abordan este problema de manera rigurosa, entre los cuales se

encuentran Gaviria y Barrientos (2001b) y Bonilla y Galvis (2014). En ambos casos se emplean regresiones por variables instrumentales, y se encuentra que el nivel educativo de los docentes, medido como el porcentaje de maestros con títulos profesionales o de posgrado, tiene un impacto positivo y significativo sobre los resultados de los alumnos en las pruebas estandarizadas.

Finalmente, en la discusión sobre el efecto de la calidad de los maestros en el desempeño es importante tener en cuenta las características particulares de este mercado, pues muchas políticas obvian estas características y al hacerlo limitan su capacidad para lograr el objetivo de aumentar la calidad de los maestros (Hanushek y Rivkin, 2006; Hanushek *et al.*, 2005). Un ejemplo de esto es la introducción de evaluaciones estandarizadas para los maestros en los Estados Unidos, que están asociadas con los incrementos de sus salarios, pero que no lograron el objetivo de aumentar la calidad docente (Angrist y Guryan, 2004 y 2008).

En el caso colombiano se han estudiado algunos aspectos del mercado laboral de los maestros, en particular los salariales, los cuales inciden en los estándares académicos de los individuos que entran a la profesión. A partir de la información de la nómina de docentes, Ayala, Soto y Hernández (1999) analizan la evolución de las condiciones de la remuneración de los maestros públicos en Bogotá. Los autores encuentran que la política de nivelación aplicada entre 1994 y 1998 mejoró la remuneración de los docentes con respecto a otros profesionales, aunque no frente a los del sector público, que aumentaron su remuneración básica en un mayor porcentaje. En una investigación más amplia, Gaviria y Umaña (2002) estudian los niveles salariales, los retornos de la educación y los perfiles salariales a lo largo de la vida de los maestros (públicos y privados) y de otros profesionales. Los resultados reafirman lo encontrado por Ayala, Soto y Hernández (1999): los docentes públicos tienen condiciones laborales relativamente favorables, las cuales mejoraron durante la década de los años noventa. A su vez, subrayan que los ascensos poco tienen que ver con el manejo en el aula, lo que sugiere una estructura de incentivos deficiente en este sector.

En el presente capítulo se hace un análisis descriptivo de los estándares académicos de los estudiantes que se inclinan por carreras pedagógicas. Como se señaló, este es un buen predictor de su capacidad para enseñar, lo que a su vez impacta en el rendimiento de los alumnos y, por esta vía, en la calidad de la educación. Dado que el tipo de indicador de calidad empleado en el documento es del tercer tipo, se trata de un trabajo pionero en el país, que abre la puerta a nuevas preguntas y enfoques que ya han hecho carrera en la literatura internacional y actualmente son centrales para analizar de la calidad de la educación en Colombia.

Por ejemplo, en varias investigaciones internacionales, principalmente del caso estadounidense, se estudia la reducción en la competencia académica de aquellos que entran en la profesión de maestros, observada en las últimas décadas del

siglo XX. Corcoran, Evans y Schwab (2004a, b) muestran, por ejemplo, que el percentil promedio de las maestras en pruebas estandarizadas cayó de 65 a 46 en el período 1970-2000 debido a la salida de mujeres de mayor competencia hacia otras profesiones. Bacolod (2007) muestra evidencia de este último aspecto en un período anterior y documenta que cerca del 50% de las mujeres que se convirtieron en maestras en 1940 tenían puntajes en el quintil más alto en pruebas estandarizadas, en contraste con el 15% en 1960. Estos dos estudios concluyen que la apertura de nuevas alternativas de empleo para las mujeres de mayor desempeño durante el siglo XX, y las consecuentes mejores oportunidades salariales en estas actividades alternativas, contribuyó a reducir la calidad de los maestros en los Estados Unidos. Lakdawalla (2006) señala que el cambio tecnológico con sesgo de habilidad contribuyó a esta rápida desegregación ocupacional por género y, por consiguiente, a reducir la calidad de los maestros. La misma disminución de las competencias académicas de aquellas personas que entran a la profesión también se observa en Australia, donde el percentil promedio cayó de 74 a 61 en el período 1983-2003 (Leigh y Ryan, 2008).

Otros estudios internacionales también presentan evidencia de que las personas de mejores estándares académicos tienen una probabilidad más baja de estudiar para convertirse en maestros, y si lo hacen tienden a desempeñarse en otra ocupación (Chevalier, Dolton Y McIntosh, 2007; Hanushek y Pace, 1995). Es evidente que el salario relativo de la profesión con respecto a otras desempeña un papel importante para atraer personas con mayor competencia a la profesión de maestro. En los Estados Unidos, Australia y el Reino Unido, aunque los salarios relativos de los maestros aumentaron, el incremento ha sido mayor en ocupaciones alternativas y, por tanto, se piensa que esto ha contribuido a sacar las personas de mayor competencia académica, principalmente mujeres, de la profesión de maestro. Contrario a lo que podría pensarse, Ballou y Podgursky (1995) sugieren que una subida generalizada de los salarios de los maestros tendría un efecto pequeño en los estándares académicos de los que se convierten en docentes, dado que la profesión está típicamente en exceso de oferta. Estos resultados, sin embargo, deben interpretarse con cautela. Para Australia, por ejemplo, Leigh (2007) encuentra una relación positiva entre aumentos en los salarios de los maestros y el percentil promedio de los que deciden convertirse en docentes.

En Colombia poco se sabe sobre el estándar académico de aquellos que entran a la profesión de maestro o de los que se preparan académicamente para serlo y que, como se mencionó, son un buen predictor del desempeño de los docentes en el aula.

## 2. APLICACIÓN EMPÍRICA

### 2.1. DATOS

Para medir la competencia o conocimiento académico de los maestros, se busca una medida general que incorpore la habilidad de los maestros para aumentar el rendimiento de sus alumnos, no solo en los resultados académicos, sino también en aspectos importantes para el estudiante, pero difíciles de evaluar en pruebas estandarizadas, tales como las habilidades sociales. Una medida perfecta debería incluir la habilidad para trabajar bien con otros maestros y con administradores, y para aumentar el desempeño de los estudiantes en el aula, así como también medidas de paciencia, creatividad y habilidades de comunicación (Corcoran, Evans y Schwab, 2004b; Leigh y Ryan, 2008). Muchos de estos aspectos son difíciles de medir y en muchos casos no son siquiera observables, aunque pueden ser incluso más importantes que la experiencia y el más alto nivel educativo alcanzado a la hora de explicar el desempeño académico de los estudiantes (Rockoff, 2004).

Debido a que infortunadamente una medida de la competencia académica de los maestros de tales características no está disponible, decidimos usar una más simplificada: el puntaje obtenido en el examen de Estado del Icfes por los graduados en el área de educación cuando cursaban su último año de colegio. Como en toda medida, el uso del desempeño en la prueba de Estado como una medición del estándar académico tiene algunas limitaciones. Primero, los resultados de estos exámenes podrían estar sujetos a eventos aleatorios (por ejemplo, levantarse indispuerto el día de la prueba o la temperatura del salón). Dado que es sensato considerar que aquellas situaciones son independientes de si las personas deciden estudiar para convertirse en maestros, esto no genera ningún efecto particular en nuestras estimaciones. Una segunda limitación es el hecho de que el Icfes no mide un abanico de habilidades o conocimientos, tales como el manejo de computadores, entre otros. Otra desventaja es que nuestra aproximación supone que la habilidad de un maestro no cambia con el tiempo (Leigh y Ryan, 2008).

Estas posibles fuentes de error deben tenerse en cuenta a la hora de interpretar nuestros resultados. También, a pesar de estas limitaciones, esta medida puede entenderse como una señal de habilidad (antes de mercado o innata), de capital humano acumulado o de competencia académica. Es claro que el puntaje en el Icfes solo captura algunos aspectos de la calidad de los maestros; sin embargo, es difícil argumentar que es poco informativa con respecto a la inteligencia y la habilidad, o que no esté relacionada con la calidad de los maestros. El puntaje individual en la prueba de Estado del Icfes como *proxy* de la habilidad ha sido usado con anterioridad en Colombia para analizar la relación entre esta y algunos resultados en el mercado laboral (Psacharopoulos y Vélez, 1993). Nótese que el resultado del Icfes



es usado para identificar la calidad de la educación que recibe un estudiante (Banco Mundial, 2009; Gaviria y Barrientos, 2001a, b, c).

Para analizar el desempeño relativo de los maestros en el examen de Estado del Icfes cuando eran estudiantes se usó información de las personas que obtuvieron un título en una institución de educación superior registrada ante el Ministerio de Educación, de la cual se puede saber el área del conocimiento en la que cada persona obtuvo un título. La medida de desempeño en el examen de Estado proviene del Icfes. Lo que se busca es analizar y comparar los resultados en la prueba de Estado de aquellas personas que obtuvieron un título superior en el área de educación con aquellas que lo obtuvieron en otras áreas. Quienes no obtuvieron un título de una institución de educación superior en Colombia no están en la base de datos usada para el análisis.

Algunas restricciones de la base de datos impiden saber si los graduados en el área de educación están ejerciendo como maestros. Sin embargo, según la información del cuestionario C-600 del Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE), aproximadamente el 83,5% de los maestros que trabajan en los colegios públicos y privados en Colombia obtuvieron un título de una institución de educación superior. Los títulos van desde técnicos y tecnólogos, hasta universitarios o de posgrado (especializaciones, maestrías y doctorados). La gran mayoría son universitarios. El área de educación incluye todos los títulos de licenciaturas en todas las áreas.

La muestra contiene 269.476 graduados en todas las áreas del conocimiento, que pertenecen a diferentes niveles de formación, en distintas modalidades, y quienes obtuvieron su título en cualquier tipo de universidad en todo el país. De estos, hay 24.319 graduados en el área de educación, lo que representa el 9% del total (Cuadro 1). Las mujeres representan el 54,5% de los graduados. Los datos provienen de las cohortes que realizaron el examen de Estado entre 2000 y 2006, con una mayor presencia, como era de esperarse, en los primeros años.

## **2.2. MODELO ECONÓMICO**

Con el fin de caracterizar el estándar académico relativo de los graduados en el área de educación, se analizó la información de dos formas complementarias. En la primera, se calculó el percentil promedio en el Icfes de los graduados de educación y se comparó con la cifra correspondiente para el resto de áreas del conocimiento mediante diferencia de medias. Reconociendo la importancia de la participación de las mujeres en el sector educativo, los análisis también se realizan por género. De hecho, según datos del Banco Mundial, desde mediados de la década de los setenta hasta 2009 el porcentaje de maestras se ha mantenido estable, alrededor de 66%, el cual es similar a lo encontrado en nuestra base de datos. El ejercicio se realiza tanto para el puntaje total como para cada uno de los resultados en los

componentes de la prueba, aunque en la mayoría de casos se discute únicamente los de matemáticas y lenguaje (los otros se incluyen en el Anexo). Hay que aclarar que el percentil se calcula a partir de los resultados en la prueba de Estado solamente para aquellas personas que obtuvieron un título de educación superior en algún área del conocimiento; quienes no obtuvieron ningún título de educación superior no están incluidos en la muestra.

**CUADRO 1. ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS DE LAS PRINCIPALES VARIABLES**

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Media	Error estándar	Mínimo	Máximo	Observaciones
Graduado área educación (=1)	0,090	(0,287)	0	1	269.476
Mujer (= 1)	0,545	(0,498)	0	1	269.476
Variables <i>dummy</i> de año:					
2000 (= 1)	0,269	(0,443)	0	1	269.476
2001 (= 1)	0,224	(0,417)	0	1	269.476
2002 (= 1)	0,189	(0,391)	0	1	269.476
2003 (= 1)	0,133	(0,340)	0	1	269.476
2004 (= 1)	0,082	(0,274)	0	1	269.476
2005 (= 1)	0,058	(0,234)	0	1	269.476
2006 (= 1)	0,046	(0,209)	0	1	269.476
Desempeño en la prueba de Estado Icfes					
Biología	47,98	(6,29)	27,55	73,00	268.980
Matemáticas	44,36	(6,58)	22,80	77,00	268.980
Filosofía	46,87	(6,72)	22,73	73,40	268.913
Física	47,42	(6,70)	21,11	74,00	268.926
Historia <sup>a/</sup>	46,36	(6,20)	0,00	83,00	257.129
Química	47,24	(6,75)	26,87	77,76	268.872
Lenguaje	50,85	(7,18)	26,76	81,81	268.925
Total (suma de seis componentes)	284,6	(27,7)	175,0	423,0	266.744
Total estandarizadas (promedio de seis componentes)	0,00	(0,69)	-2,73	3,45	266.744

a/ No se incluye en el cálculo de los totales, ya que no existe información para el año 2006.

Fuentes: Ministerio de Educación Nacional e Icfes; cálculos de los autores.

En una segunda instancia se usa un modelo de regresión de variable categórica tipo *probit* para evaluar la noción generalizada sobre los menores estándares académicos de quienes se convierten en maestros. Para ello, se empleó el método de máxima verosimilitud en la estimación del siguiente modelo:

$$P(\text{GradEduc}_i = 1) = \Phi \left( \alpha_0 + \sum_{j=2}^5 \theta_j Q_{i,j} + \alpha_2 \text{Mujer}_i + \gamma_t \right),$$

donde  $\text{GradEduc}_i$  toma el valor 1 si la persona  $i$  obtuvo un título en el área de educación, y 0 en caso contrario;  $\text{Mujer}_i$  es una variable *dummy* de mujer, y  $\gamma_t$  representa el efecto fijo de año, que captura cambios que afectan a todas las personas por igual en el mismo año, como por ejemplo una prueba de Estado con una dificultad más alta o más baja. La variable *dummy*  $Q_{i,j}$  representa para la persona  $i$  el quintil  $j$  de la distribución del Icfes de todos los graduados en el cual se encuentra su resultado (sea en el total o en uno de sus componentes, según la especificación del modelo utilizada). Nótese también que el grupo de comparación, en lo que se refiere a estas variables, es el de las personas cuyos resultados se encuentran en el quintil más bajo. Especificaciones alternativas excluyen la *dummy* de  $\text{Mujer}_i$  y se estiman para cada género por separado. Los resultados presentan los efectos marginales del modelo, usando el promedio de las variables independientes y los errores estándar son robustos a heteroscedasticidad.

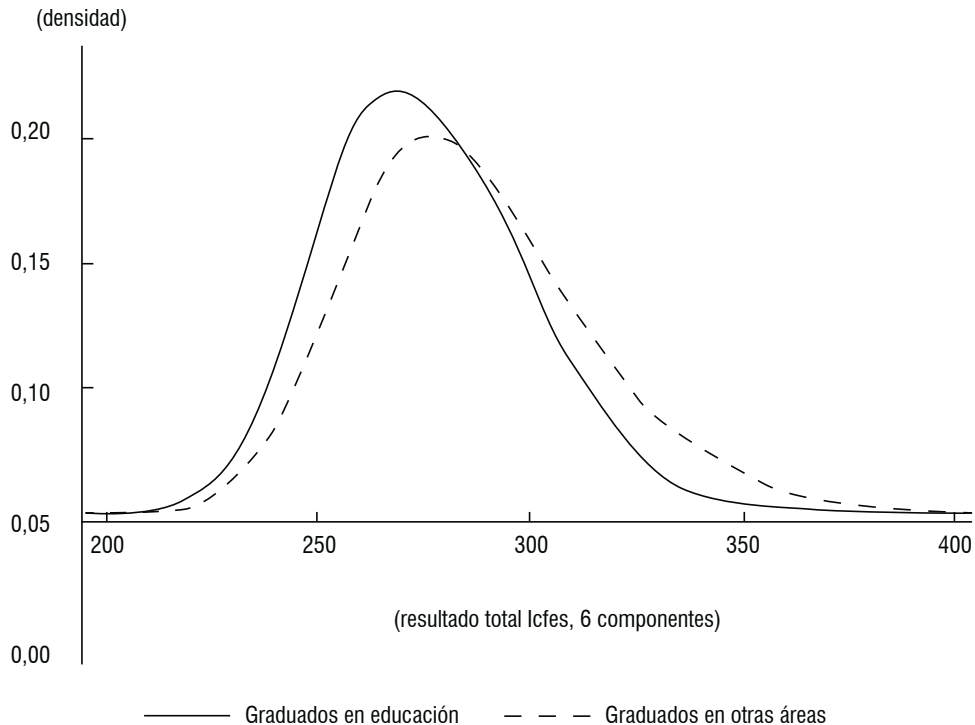
En términos del modelo, en la ecuación 1 hay varias hipótesis de interés: i) que una persona con resultados bajos en el Icfes (con relación a su cohorte de graduados) tenga una mayor probabilidad de obtener un título en el área de educación ( $\theta_j < 0 \forall j \in \{2, 5\}$ ), y ii) entre más alto sea el desempeño en el examen del Icfes menor será la probabilidad de que la persona se gradúe, o decida estudiar y graduarse, de un programa en el área de educación,  $|\theta_3| < |\theta_5|$ .

### 3. RESULTADOS

#### 3.1. LOS GRADUADOS DE EDUCACIÓN

Al preguntar qué tan diferentes académicamente son aquellas personas que estudian carreras en el área de educación de las de otras áreas, uno de los primeros interrogantes que surge trata sobre la similitud de las distribuciones de los puntajes en los exámenes del Icfes obtenidos por los miembros de cada uno de estos grupos. El Gráfico 1 muestra las densidades estimadas de los puntajes para el grupo de graduados en educación y en otras áreas.

**GRÁFICO 1. DENSIDAD DE LOS RESULTADOS DEL ICFES (2000–2006) PARA LOS GRADUADOS DE EDUCACIÓN Y OTRAS ÁREAS**



Nota: los puntajes totales son calculados a partir de la suma de seis componentes: matemáticas, lenguaje, física, química, filosofía y biología. Distribuciones de los componentes muestran cualitativamente los mismos resultados.  
Fuentes: Ministerio de Educación Nacional e Icfes; cálculos de los autores.

El Gráfico 1 permite afirmar, con cierto grado de certeza, que aquellos que se graduaron de programas en el área de educación tienen resultados inferiores a los que cursaron otras áreas. Esto se puede apreciar en que la distribución de los graduados de educación está a la izquierda de la distribución de puntajes del Icfes de los graduados de otras áreas. Dicho de otra forma, los profesionales en educación tienen en general puntajes relativamente más bajos que los de otras áreas del conocimiento. Nótese, a su vez, que la distribución de los de educación tiene una menor varianza. La distribución de los resultados en el Icfes de los graduados en otras áreas tiene no solo mayores puntajes en general sino también una mayor varianza. Como consecuencia de lo anterior, la cola superior de la distribución de Icfes de los estudiantes en otras áreas es significativamente más pesada que la de los graduados de educación. Esto indica una mayor presencia de estudiantes de mayor competencia académica en programas diferentes a los del área de educación.

A pesar de que el Gráfico 1 ofrece algunos indicios de las diferencias en las competencias de los graduados de educación antes de iniciar sus estudios, estos resultados deben tomarse con cautela. Esto se debe a que en el análisis se incluyen estudiantes pertenecientes a diferentes cohortes, lo que puede hacer

los resultados difíciles de interpretar. Una manera más adecuada de analizar el estándar académico relativo de las personas que deciden estudiar en el área de educación es observando su percentil promedio en los resultados obtenidos en el Icfes. Como la base de datos incluye diversos años de información, es importante calcular el percentil de cada persona dentro de su misma cohorte.

En el Cuadro 2 se hace este cálculo para los graduados en el área de educación y en otras áreas y tomando como medida de competencia académica los percentiles promedios en los componentes de matemáticas, lenguaje y total (como la suma de seis componentes analizados). También, se toma una medida agregada alternativa, que es el promedio por persona de los resultados en las mismas seis áreas (estandarizadas con los resultados de todas la personas en cada componente).

Varias cosas sobresalen en el Cuadro 2. Primero, cuando se analizan los resultados agregados sin distinción de género puede apreciarse que aquellos graduados de educación obtuvieron puntajes estadística y económicamente más bajos (columna 1). Cuando se analiza el desempeño de los que se graduaron en educación en el componente de matemáticas en el Icfes, el percentil promedio es de 42,10, mientras que es de 49,26 para los graduados en otras áreas (una diferencia promedio de 7,16 percentiles). La misma situación se observa cuando se analizan los percentiles promedio en el componente de lenguaje (43,14 vs. 49,52), o cualquiera de las medidas totales. Cuando se considera una medida agregada de competencia académica como el resultado total, la diferencia en el percentil promedio entre los que se gradúan de educación y los otros alcanza los 11 puntos. Una diferencia similar se encuentra al emplear la medida agregada alternativa, total estandarizado, o cuando se mira el percentil promedio obtenido en otros componentes de la prueba de Estado, como el desempeño en biología, filosofía, física y química (Cuadro A1 en el Anexo).

Una situación similar se observa al discriminar los resultados por sexo (Cuadro 2, columnas 2 y 3). El percentil promedio en el Icfes de las graduadas de educación es menor que el correspondiente percentil promedio de las profesionales de otras áreas. Así, por ejemplo, en matemáticas el percentil promedio de las de educación es 42,09, mientras es significativamente más alto para las graduadas de otras áreas, 49,40. Estas diferencias son de similar magnitud cuando se mira el percentil promedio en otras áreas, y en los totales para las mujeres. De la misma manera, el percentil promedio en los diferentes componentes es inferior para los graduados (hombres) en educación que el correspondiente para los de otras áreas, sin importar el componente que se analice. Sin embargo, una distinción sistemática se puede apreciar en el tamaño de las diferencias entre el percentil promedio de graduados de educación y los que no: en el caso de las mujeres estas diferencias son sistemáticamente más altas que para los hombres. Por ejemplo, mientras la diferencia en el percentil promedio en el total entre los grupos alcanza 5,60 (50,50-44,84), columna 1, la diferencia es más alta para las mujeres 12,14 (51,48-39,34), columna 2, y más baja para los hombres 5,66 (50,50-44,84), columna 3. Esto implica

que los hombres que se gradúan de educación son más parecidos académicamente a sus contrapartes en otras áreas del conocimiento, de lo que lo son las mujeres.

**CUADRO 2. PERCENTIL PROMEDIO EN EL ICFES DE SU COHORTE PARA LOS GRADUADOS EN EDUCACIÓN Y OTRAS ÁREAS, POR GÉNERO**

GRUPO Y COMPONENTE	(1)	(2)	(3)
	TODOS	MUJERES	HOMBRES
<b>A. GRADUADOS EN EDUCACIÓN</b>			
Matemáticas	42,10 (0,27)	42,09 (0,33)	43,98 (0,50)
Lenguaje	43,14 (0,28)	41,24 (0,32)	45,85 (0,52)
Total	40,99 (0,26)	39,34 (0,31)	44,84 (0,52)
Total estandarizadas	41,38 (0,27)	39,74 (0,31)	45,19 (0,52)
<b>B. GRADUADOS EN OTRAS ÁREAS</b>			
Matemáticas	49,26 (0,10)	49,40 (0,14)	49,31 (0,15)
Lenguaje	49,52 (0,10)	49,62 (0,14)	49,24 (0,15)
Total	51,02 (0,10)	51,48 (0,14)	50,50 (0,15)
Total estandarizadas	51,40 (0,10)	51,87 (0,14)	50,85 (0,15)

Notas: 1. Errores estándar entre paréntesis.

2. Los puntajes totales son calculados a partir de la suma de seis componentes: matemáticas, lenguaje, física, química, filosofía y biología.

Fuentes: Ministerio de Educación Nacional e Icfes; cálculos de los autores.

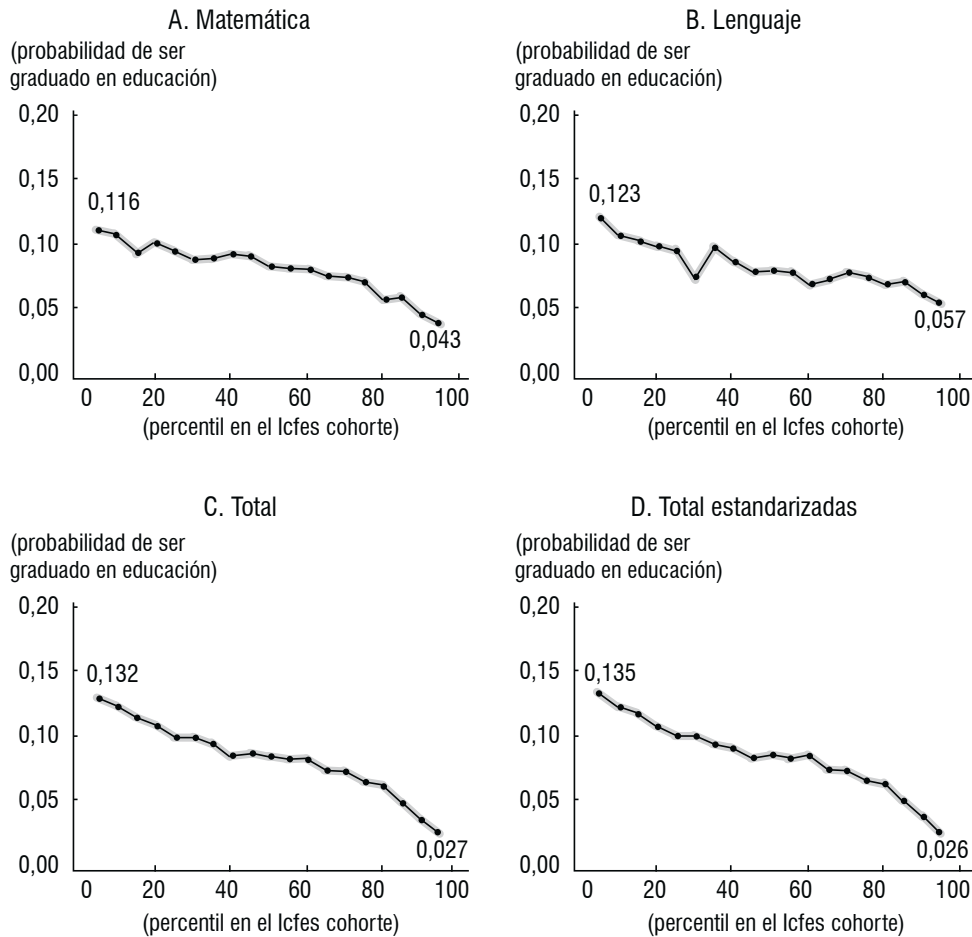
Un resultado final por resaltar del Cuadro 2 es la existencia de diferencias por género en el percentil promedio entre los graduados de educación, por un lado, y los graduados de otras áreas, por el otro. En el primer caso, las diferencias entre el percentil de hombres y mujeres en el percentil promedio, en cualquiera de los componentes que se analice, es estadísticamente significativa y favorece a los

hombres. Por ejemplo, el percentil promedio para los hombres es 44,84 y es 39,34 para las mujeres, cuando se mira el total. En otras palabras, las mujeres que se gradúan de educación son de competencia académica más baja dentro del grupo de mujeres, de lo que lo son los hombres que se gradúan de educación dentro del grupo de hombres. Entre los profesionales en otras áreas la situación es diferente. Entre los graduados de otras áreas no existen diferencias significativas entre el percentil promedio de mujeres en el Icfes y el correspondiente a los hombres. Por ejemplo, para el total, el percentil promedio en la prueba del Icfes para las mujeres es 51,48, mientras que para los hombres es 50,50. La hipótesis de que estos dos promedios son iguales no puede ser rechazada a niveles estándar de significancia estadística. La misma conclusión se mantiene al mirar componente por componente.

Una manera alternativa de analizar la información disponible es calcular la probabilidad de que una persona se haya graduado de un programa de educación superior en el área de educación dependiendo de su resultado relativo (percentil) a su cohorte en las pruebas del Icfes (dentro de los Icfes de los graduados). El Gráfico 2 presenta dicha probabilidad para diferentes percentiles y para los resultados relativos en matemáticas, lenguaje y las medidas agregadas. La tendencia descendente en cada uno de los paneles del gráfico indica que, en general, aquellos estudiantes con resultados relativos más bajos en las pruebas del Icfes tienen una probabilidad mayor de obtener un título de educación superior en el área de educación que aquellos con mejores resultados relativos.

Específicamente, y observando el panel A del Gráfico 2, se estimó que una persona cuyo resultado estuvo en los 5 percentiles más bajos de matemáticas tiene una probabilidad de 11,6% de obtener un título en el área de educación, mientras que para una persona en el percentil 95, la misma probabilidad solo llega al 4,3%. Es decir, una persona con desempeño bajo en matemáticas tiene una probabilidad 2,5 veces mayor de graduarse de educación que una persona de desempeño alto. En lenguaje la situación es similar, aunque la diferencia es algo menor (solo 2,15 veces). Cuando se considera el resultado total, se observa que la probabilidad de que una persona de bajo rendimiento total en el Icfes se gradúe de un programa en educación es casi cinco veces mayor que la de una persona de alto rendimiento. Los intervalos al 95% de confianza, representados por las áreas sombreadas, sugieren que estos valores se estiman con bastante precisión. Como se observa en el Gráfico A1 del Anexo, la misma conclusión se alcanza cuando analizamos los resultados en otros componentes de la prueba.

**GRÁFICO 2. RELACIÓN ENTRE EL RESULTADO DEL ICFES (2000-2006) Y LA PROBABILIDAD DE GRADUARSE DE EDUCACIÓN**



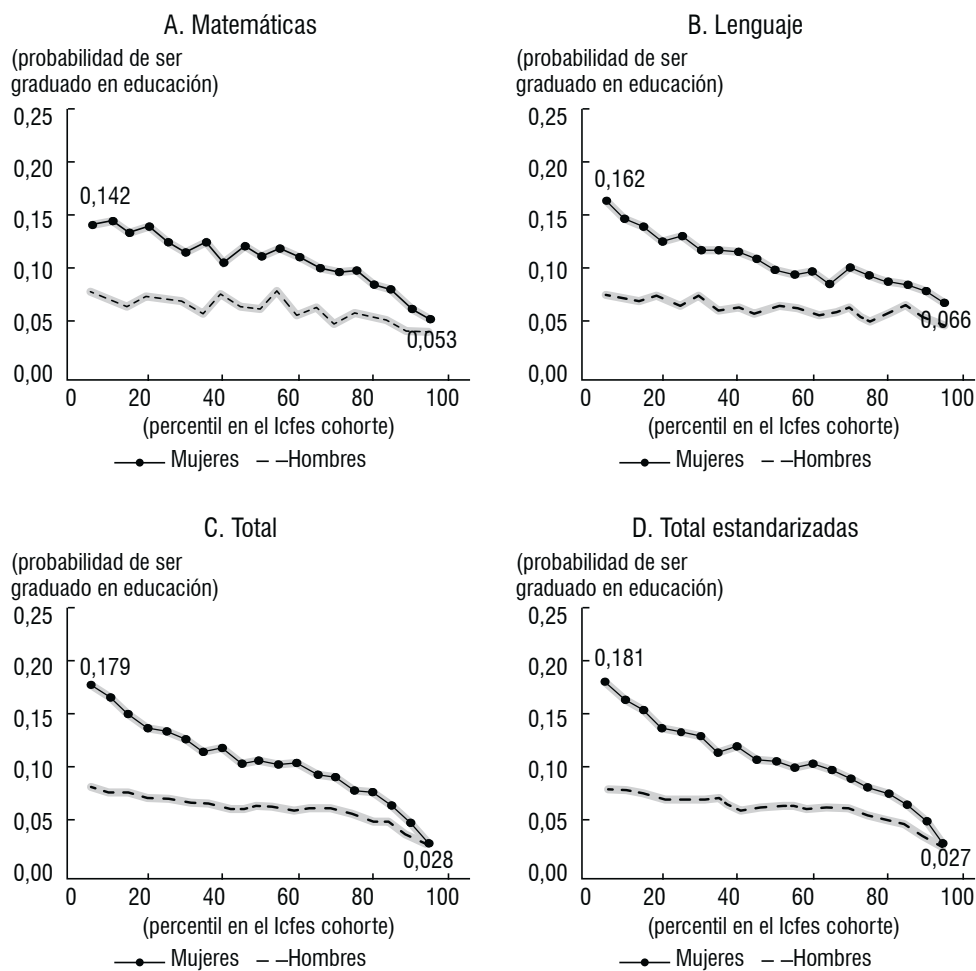
Nota: las áreas sombreadas representan intervalos a un nivel de confianza del 95%.  
Fuentes: Ministerio de Educación Nacional e Icfes; cálculos del autor.

Con el objetivo de verificar si las probabilidades mostradas en el Gráfico 2 difieren por género, en el Gráfico 3 mostramos las probabilidades para cada género por separado. Aclaremos que ahora el percentil de cada persona se calcula con relación a su propio género y cohorte del Icfes. El Gráfico 3 muestra importantes diferencias en la probabilidad de obtener un título en el área de educación por género, que a su vez son más marcadas entre aquellos y aquellas de desempeño bajo que entre aquellos y aquellas de desempeño alto en el Icfes (entre los que se graduaron de una institución de educación superior). Al analizar los resultados de los graduados de educación en matemáticas del Icfes por género, por ejemplo, la probabilidad de que una mujer de rendimiento bajo obtenga un título de educación superior en el área de educación es de 14,2%; para los hombres es de 8,6% (panel A). En contraste, para las mujeres y hombres de rendimiento alto en matemáticas, la probabilidad de graduarse de educación es más baja en ambos géneros, pero es de similar magnitud



(5,3% para las mujeres y 4,9% para los hombres). El mismo comportamiento se observa para todos los componentes de lenguaje (Gráfico 3, panel B), biología, filosofía, física y química (Gráfico A2 en el anexo).

**GRÁFICO 3. RELACIÓN ENTRE EL RESULTADO DEL ICFES (2000-2006) Y LA PROBABILIDAD DE GRADUARSE DE EDUCACIÓN, POR GÉNERO**



Nota: las áreas sombreadas representan intervalos a un nivel de confianza del 95%.  
Fuente: Ministerio de Educación Nacional e Icfes; cálculos del autor

Cuando se considera el desempeño agregado en el Icfes (Gráfico 3, paneles C y D) se puede afirmar que las mujeres con desempeño bajo (percentil 5) tienen una probabilidad 6,5 veces más alta de graduarse de educación, que aquellas de rendimiento alto (percentil 95). Además, la reducción de la probabilidad con el aumento relativo del desempeño en el Icfes es mucho más marcada para el caso de las mujeres que para el de los hombres. Así, es casi tan probable que un hombre de alto desempeño se gradúe de educación que uno de bajo desempeño

en el examen, aunque en ambos casos la probabilidad sea menor que las de sus contrapartes mujeres. Estas conclusiones se mantienen para todos los componentes que se miren (gráficos 3 y A2 en el Anexo).

Hasta este punto hemos expuesto resultados no condicionados de percentiles promedio y de las probabilidades de obtención de títulos superiores en educación. Aunque hemos reportado algunas pruebas de hipótesis, creemos necesario formalizar estas pruebas corrigiendo, a la vez, por posibles efectos temporales que pueden afectar los resultados que presentamos.

El Cuadro 3 muestra los efectos marginales calculados a partir del modelo *probit* descrito en la ecuación 1. En este modelo la variable dependiente toma el valor de 1 si la persona obtuvo un título superior en educación y 0 si lo obtuvo en otra área del conocimiento. Como variables independientes incluimos cuatro *dummies* que ubican el puntaje de cada persona en uno de los cuatro quintiles más altos en matemáticas (panel 1), lenguaje (panel 2) y el total (panel 3). Así, los coeficientes de estas variables son las probabilidades de que una persona cuyo desempeño se encuentra en uno de estos rangos sea un profesional de la educación, en comparación con quintiles más bajos<sup>2</sup>.

En cada panel del Cuadro 3 la inclusión de los efectos fijos de año y de la variable *dummy* de mujer no genera ningún cambio significativo en los estimativos de los parámetros de los quintiles del modelo. El coeficiente de mujer indica que ellas tienen en promedio una probabilidad de 5 puntos porcentuales (pp) adicionales de obtener un título de educación. Como el quintil excluido es el más bajo, los coeficientes de las variables *dummy* se deben interpretar en relación con el quintil más bajo. La evidencia señala que la probabilidad de que una persona en el quintil de desempeño más alto se gradúe de educación es de 5 pp menor cuando se mira el quintil de matemáticas y lenguaje, y de 8,5 pp menor cuando se observa el puntaje total en el Icfes. Estas y todas las *dummy* de quintiles son económica y estadísticamente significativas, lo que aporta evidencia en favor de la hipótesis de que la probabilidad de que una persona con resultados bajos en el Icfes (relativos a su cohorte de graduados), tenga una mayor probabilidad de obtener un título en el área de educación que en otra área del conocimiento.

También, podemos afirmar que la relación entre el desempeño relativo de una persona en el Icfes y graduarse de educación se hace negativa en la medida en que el desempeño en la prueba es mejor. Esto lo evaluamos con la prueba de la hipótesis nula  $H_0: \theta_3 = \theta_5$ , en términos del modelo en la ecuación 1, en contra de la alternativa de  $H_1: \theta_3 > \theta_5$ . El resultado para el modelo que usa los quintiles del puntaje total indica que existe evidencia de una relación inversa entre un buen desempeño relativo en el Icfes y la probabilidad de graduarse de un programa en el área de educación ( $p < 0,000$ ). Pruebas similares revelan el

---

<sup>2</sup> El modelo 1 no incluye efectos fijos de año ni la *dummy* de mujer, mientras que el modelo 2 sí.

mismo comportamiento para los resultados en que se usa el quintil de la prueba de matemáticas y la de lenguaje.

**CUADRO 3. ESTIMACIÓN DE LA RELACIÓN ENTRE EL RESULTADO EN LA PRUEBA DEL ICFES (2000–2006) Y LA PROBABILIDAD DE GRADUARSE DE EDUCACIÓN, EFECTOS MARGINALES DE UN MODELO PROBIT**

VARIABLES INDEPENDIENTES	(1)		(2)		(3)	
	USANDO QUÍNTILES DE:					
	MATEMÁTICA		LENGUAJE		TOTAL	
	MODELO 1	MODELO 2	MODELO 1	MODELO 2	MODELO 1	MODELO 2
Quintil 2	-0,014 (0,002)	-0,014 (0,002)	-0,021 (0,002)	-0,023 (0,002)	-0,031 (0,002)	-0,032 (0,002)
Quintil 3	-0,02 (0,002)	-0,021 (0,002)	-0,034 (0,002)	-0,038 (0,002)	-0,047 (0,002)	-0,048 (0,002)
Quintil 4	-0,032 (0,002)	-0,032 (0,002)	-0,043 (0,002)	-0,044 (0,002)	-0,058 (0,002)	-0,059 (0,002)
Quintil 5	-0,058 (0,002)	-0,052 (0,002)	-0,052 (0,002)	-0,053 (0,002)	-0,088 (0,002)	-0,085 (0,002)
<i>Dummy</i> mujer (= 1)		0,047 (0,001)		0,05 (0,001)		0,047 (0,001)
Intercepto	0,113 (0,001)	0,097 (0,002)	0,119 (0,001)	0,104 (0,002)	0,134 (0,001)	0,12 (0,002)
Efectos fijos de año	No	Sí	No	Sí	No	Sí
Significancia (estadístico F)	367,2	339,2	254,1	321,8	775,5	440,4
Observaciones	268.980		268.925		266.744	

Notas: 1. La variable dependiente del modelo toma el valor de uno (1) si la persona se graduó de un programa en educación y 0 si lo hizo de un programa en otra área del conocimiento.

2. Errores estándar robustos a la presencia de heteroscedasticidad, entre paréntesis.

Fuentes: Ministerio de Educación Nacional e Icfes; cálculos de los autores.

A la hora de interpretar los resultados se deben tener en cuenta algunas limitaciones del análisis. Una de ellas es que el nuestro incluye resultados del Icfes solamente para las personas que obtuvieron un título de educación superior. Luego, es importante resaltar que los graduados de educación no vienen de la parte más baja de la distribución de todas las personas que presentaron el examen del Icfes, sino, como aquí se mostró, tienden a provenir de la parte baja de la distribución del Icfes de aquellos que se graduaron de alguna institución de educación superior. Otra limitación es que en el análisis no se tienen en cuenta las dinámicas de deserción desiguales que pueden existir entre los estudiantes que empiezan carreras en el área de educación y los que lo hacen en otras áreas del conocimiento.

### 3.2. ¿CÓMO PODRÍAMOS EXPLICAR LOS RESULTADOS?: ALGUNAS HIPÓTESIS

Hasta este punto se ha alcanzado uno de los principales objetivos de la presente investigación: documentar y aportar evidencia estadística de la relación entre el desempeño relativo en el examen de Estado del Icfes (entre los que obtienen un título de una institución de educación superior) y la probabilidad de graduarse en el área de educación. La pregunta que surge es: ¿por qué ocurre una situación donde los individuos de menor estándar académico relativo eligen en su mayoría entrar a la profesión de maestro?

Al explicar una situación similar, Hoxby y Leigh (2004) plantean dos hipótesis para el caso de los Estados Unidos. En la primera, una mayor igualdad en el salario con los hombres en otras ocupaciones pudo haber atraído mujeres de talento hacia otras ocupaciones diferentes a las de maestra. La segunda hipótesis trata sobre instituciones o mecanismos alrededor de la profesión de maestro, los sindicatos y las escalas de pago, por ejemplo, que comprimen la distribución de ingresos de los maestros y que, por consiguiente, “empujan” a los más talentosos hacia otras ocupaciones.

Los autores usan el modelo de elección de ocupación de Roy-Borjas (Roy, 1951; Borjas, 1987) para explicar la disminución en la competencia académica de los maestros. Si esta está correlacionada transversalmente, es decir, si la competencia académica requerida en diferentes profesiones es valorada de similar manera, el modelo de Roy-Borjas predice que comprimir la distribución de ingresos de una ocupación por esa competencia “empujará” a los más talentosos hacia otras ocupaciones. En este modelo, “comprimir” se refiere a una distribución de ingresos en la ocupación que es menos dispersa o, en otras palabras, que ofrece retornos más bajos a individuos de más competencia académica y más altos a los de baja. En este escenario un aumento generalizado de ingresos para individuos de todas las competencias académicas en la misma ocupación atraerá trabajadores de otras ocupaciones, pero la distribución de competencias entre ocupaciones no necesariamente cambiará. Los maestros seguirán siendo los individuos de menor competencia académica. Solamente en condiciones muy específicas un incremento en el ingreso para todos los integrantes de una misma ocupación aumentará la habilidad promedio en esa ocupación.

De esta forma, si arreglos institucionales para los maestros (como los escalafones) comprimen los ingresos de los maestros, no hay un mayor retorno de la habilidad, de forma que los individuos de una alta competencia académica no elegirán la profesión de maestro. Esto obviamente tendrá implicaciones sobre la competencia académica promedio de los maestros, comparados con otras ocupaciones. Un efecto en igual dirección ocurriría si las oportunidades laborales diferentes a la enseñanza mejoraran sustancialmente para las mujeres de mayor competencia académica. Nótese que, si aumentan las oportunidades de manera similar para todas las mujeres, menos terminarán como maestras, pero la competencia académica promedio de los maestros no necesariamente será más baja.

Dentro de este marco conceptual pueden ser interpretados los resultados mostrados por Corcoran, Evans y Schwab (2004a, b) para los Estados Unidos. Por su parte, Hoxby y Leigh (2004) encuentran que en los Estados Unidos la primera hipótesis de compresión de la distribución de ingresos, generada por las instituciones como los sindicatos, es un factor mucho más importante para que mujeres de alta competencia académica no opten por la carrera de maestra. Este efecto es mayor al de las nuevas oportunidades en otras ocupaciones que se abrieron durante las últimas tres décadas en ese país. Para Australia, Leigh y Ryan (2008) sugieren que ambos factores, una mayor dispersión de la distribución de ingresos en otras ocupaciones, junto con un aumento en los diferenciales con otras ocupaciones, son responsables de la reducción de la competencia académica de los individuos que ingresan a la profesión de maestros en las últimas dos décadas.

Aunque la información existente en Colombia es insuficiente para evaluar las hipótesis mencionadas, las implicaciones del modelo de Roy-Borjas aplicadas al caso de la elección de ocupación son consistentes con la baja competencia académica relativa de los graduados en educación, documentada en este estudio. Adicionalmente, en Colombia también se dio una apertura de oportunidades para las mujeres, que desde mediados del siglo XIX y hasta mediados del siglo XX se dedicaban principalmente a la enseñanza (Helg, 1984; Ramírez y Téllez, 2006). Esto cambió durante el siglo XX cuando surgieron nuevas ocupaciones de más alta competencia académica, que hicieron que las mujeres optaran por profesiones diferentes a la enseñanza. Este cambio surge no solo por el avance que durante el siglo XX se dio en la sociedad al reconocer los derechos de la mujer, sino también como respuesta al cambio tecnológico sesgado a la habilidad que generó nuevas ocupaciones donde era menos necesaria la fuerza física (Bacolod, 2007).

Evidencia adicional en favor de la hipótesis de que las personas de más competencia académica no eligen ser maestros es escasa (o graduarse de educación, dada la baja dispersión de ingreso en esta profesión). En uno de los pocos documentos que tratan sobre los salarios de los recién graduados en Colombia, Barón (2010) muestra que aquellos recién graduados de educación ganan en promedio salarios, más específicamente ingresos base de cotización, que son 28% inferiores a los que ganan los recién graduados en Economía, Administración y Contaduría, y casi 40% menos de lo que devengan los recién graduados en las ingenierías. Así pues hay diferencias significativas en los salarios promedio de los graduados en educación y el resto de profesionales.

Retomando la información usada en Barón (2010b), y calculando el promedio de ingreso de los recién graduados de educación y del resto de áreas, estimamos que los primeros ganan \$572.305 (de 2009), mientras que el resto tiene ingresos promedio de \$741.436. Adicionalmente, la desviación estándar de esta distribución es de \$571.528 y \$960.533, respectivamente. Es decir, la distribución de ingresos de los graduados en educación —quienes tienen peor desempeño en

el Icfes (entre los que se graduaron en todas las áreas)—, está comprimida con respecto a la de profesionales de otras áreas (presenta menor dispersión). De hecho, la dispersión de la distribución de ingresos de los graduados en educación, entre las ocho áreas de la muestra, es la más baja. Gaviria y Umaña (2002) mencionan brevemente la compresión de la distribución de salarios para los maestros públicos, en relación con los privados, en su estudio sobre los salarios de los maestros en Bogotá. Como lo predice el modelo Roy-Borjas, es factible, entonces, que las personas de mayor competencia académica se vean “empujadas” hacia otras ocupaciones, y que esto repercuta en el bajo desempeño académico en el Icfes de los que años más tarde se gradúan en educación. A la luz de estos mismos resultados, no es del todo improbable que las personas de mayor estándar académico en la actualidad no entren en la profesión de maestros porque las oportunidades, salario promedio y retorno de la habilidad sean mejores en ocupaciones alternativas.

#### **4. REFLEXIONES FINALES**

Este capítulo usa información de las pruebas de Estado del Icfes y de graduados del Ministerio de Educación para analizar el estándar académico (competencia) de los graduados de educación. Los resultados indican que dentro de los graduados de educación superior de todas las áreas, las personas que obtuvieron un título en educación, en promedio, mostraron un menor desempeño relativo en la prueba de Estado del Icfes. Esta diferencia es más pronunciada para las mujeres y menos para los hombres.

Los resultados indican que en Colombia existen dificultades marcadas para atraer a personas de mayores estándares académicos a la profesión de maestro, situación que en últimas afecta la calidad de la educación. En el documento especulamos un poco sobre el por qué de esta situación. En particular, creemos que ocupaciones alternativas más rentables para los de mayor competencia académica, en particular mujeres, sumado a la compresión de la distribución de ingresos de los maestros, que limita una mayor compensación a los más talentosos, trabajan en detrimento del estándar académico de los que entran a la profesión de maestro y, por ende, la calidad de la educación. Sin embargo, la falta de información no nos permite evaluar empíricamente esta hipótesis.

Existen diversas alternativas, basadas en la experiencia de muchos países, de opciones de política que podrían aumentar la calidad de los docentes y, por ende, impactar la calidad educativa. Evidencia de los Estados Unidos e Israel muestra que las remuneraciones basadas en el mérito son una alternativa eficiente para aumentar la calidad de los maestros (Lavy, 2009; Jacob y Lefgren, 2007; Hanushek y Rivkin, 2006). Experiencias de este tipo pueden estar basadas en pagos hechos según la mejoría anual de los resultados de los estudiantes (Lavy, 2009), o pueden



involucrarse evaluaciones de los rectores (Jacob y Lefgren, 2007). Es claro que, independiente de los bonos, estos reconocimientos deben ser lo suficientemente altos para hacer una diferencia. Existen otras alternativas como la profesionalización de los docentes, la desregulación de la actividad y otro tipo de reformas a la remuneración (Eide, Goldhaber y Brewer, 2004). Estas alternativas de política son interesantes, pero deben evaluar de manera rigurosa su viabilidad en el contexto colombiano.

## REFERENCIAS

- Angrist, J. D.; Guryan, J. (2004). “Teacher Testing, Teacher Education, and Teacher Characteristics”, *American Economic Review*, vol. 94, núm. 2, pp. 241-246.
- Angrist, J. D.; Guryan, J. (2008). “Does Teacher Testing Raise Teacher Quality? Evidence from State Certification Requirements”, *Economics of Education Review*, vol. 27, núm. 5, pp. 483-503.
- Ayala, U.; Soto, C.; Hernández, L. (1999). “La remuneración y el mercado de trabajo de los maestros públicos en Bogotá”, *Coyuntura Social*, núm. 20, pp. 83-122.
- Bacolod, M. P. (2007). “Do Alternative Opportunities Matter? The Role of Female Labor Markets in the Decline of Teacher Quality”, *The Review of Economics and Statistics*, vol. 89, núm. 4, pp. 737-751.
- Ballou, D.; Podgursky, M. (1995). “Recruiting Smarter Teachers”, *Journal of Human Resources*, vol. 30, núm. 2, pp. 326-338.
- Banco Mundial (2009). “La calidad de la educación en Colombia: un análisis y algunas opciones para un programa de política” [en línea], documento del Banco Mundial, Colombia, Unidad de Gestión del Sector de Desarrollo Humano, Oficina Regional de América Latina y el Caribe, disponible en <http://hydra.icfes.gov.co/pisa/Documentos/CalidadDeLaEducacionEnColombia.pdf>.
- Barón, J. D. (2013). “La brecha de rendimiento académico de Barranquilla”, en L. Cepeda (ed.), *La economía de Barranquilla a comienzos del siglo XXI*, Colección de Economía Regional, Banco de la República, pp. 93-142.
- Barón, J. D. (2010). “Primeras experiencias laborales de los profesionales colombianos: probabilidad de empleo formal y salarios”, Documentos de Trabajo sobre Economía Regional, núm. 132, Centro de Estudios Económicos Regionales (CEER), Banco de la República, sucursal Cartagena.
- Barrientos, J. (2008). “Calidad de la educación pública y logro académico en Medellín 2004-2006: una aproximación por regresión intercuartil”, *Lecturas de Economía*, núm. 68, pp. 121-144.

- Bonilla, L. (2014). “Doble jornada escolar y calidad de la educación en Colombia”, en A. Otero; A. Sánchez (eds.), *Educación y desarrollo regional en Colombia*, Colección de Economía Regional, Banco de la República, pp. 1-56.
- Bonilla, L.; Galvis, L. (2014), “Profesionalización docente: determinantes e impacto sobre la calidad de la educación escolar en Colombia” en A. Otero; A. Sánchez (eds.), *Educación y desarrollo regional en Colombia*, Colección de Economía Regional, Banco de la República, pp. 159-210.
- Borjas, G. J. (1987). “Self-Selection and the Earnings of Immigrants”, *The American Economic Review*, vol. 77, núm. 4, pp. 531-553.
- Brewer, D. J. (1996). “Career Paths and Quit Decisions: Evidence from Teaching”, *Journal of Labor Economics*, vol. 14, núm. 2, pp. 313-339.
- Caro, B. (2000). “Factores asociados al logro académico de los alumnos de 3.º y 5.º de primaria en Bogotá”, *Coyuntura Social*, núm. 22, pp. 65-80.
- Castaño, E. (1998). “El efecto colegio sobre la variabilidad del rendimiento en matemáticas”, *Lecturas de Economía*, vol. 49, pp. 49-57.
- Chevalier, A.; Dolton, P.; McIntosh, S. (2007). “Recruiting and Retaining Teachers in the UK: An Analysis of Graduate Occupation Choice from the 1960s to the 1990s”, *Economica*, vol. 74, núm. 293, pp. 69-96.
- Corcoran, S. P.; Evans, W. N.; Schwab, R. M. (2004a). “Changing Labor-Market Opportunities for Women and the Quality of Teachers, 1957-2000”, *American Economic Review*, vol. 94, núm. 2, pp. 230-235.
- Corcoran, S. P.; Evans, W. N.; Schwab, R. M. (2004b). “Women, the Labor Market, and the Declining Relative Quality of Teachers”, *Journal of Policy Analysis and Management*, vol. 23, núm. 3, pp. 449-470.
- Eide, E.; Goldhaber, D.; Brewer, D. (2004). “The Teacher Labor Market and Teacher Quality”, *Oxford Review of Economic Policy*, vol. 20, núm. 2, pp. 230-244.
- Gaviria, A.; Barrientos, J. (2001a). “Calidad de la educación y rendimiento académico en Bogotá”, *Coyuntura Social*, vol. 24, pp. 111-127.
- Gaviria, A.; Barrientos, J. (2001b). Características del plantel y calidad de la educación en Bogotá, *Coyuntura Social*, vol. 25, pp. 81-98.
- Gaviria, A.; Barrientos, J. (2001c). “Determinantes de la calidad de la educación en Colombia”, *Archivos de Economía*, núm. 159, Departamento Nacional de Planeación.
- Gaviria, A.; Umaña, C. (2002). “Estructura salarial de los docentes públicos en Colombia”, *Coyuntura Social*, vol. 26, pp. 103-120.
- Goldhaber, D. D.; Brewer, D. J.; Anderson, D. J. (1999). “A Three-way Error Components Analysis of Educational Productivity”, *Education Economics*, vol. 7, núm. 3, pp. 199-208.



- Gonzales, P.; Williams, T.; Jocelyn, L.; Roey, S.; Kastberg, D.; Brenwald, S. (2008). “Highlights from TIMSS 2007: Mathematics and Science Achievement of U.S. Fourth- and Eighth-Grade Students in an International Context (NCES 2009001 Revised)”, National Center for Education Statistics, Institute of Education Sciences, U. S. Department of Education, Washington, D. C.
- Greenwald, R.; Hedges, L. V.; Laine, R. D. (1996). “The Effect of School Resources on Student Achievement”, *Review of Educational Research*, vol. 66, núm. 3, pp. 361-396.
- Hanushek, E.; Kain, J.; O’Brien, D.; Rivkin, S. (2005). “The Market for Teacher Quality”, working paper series, núm. 11154, National Bureau of Economic Research.
- Hanushek, E.; Pace, R. R. (1995). “Who Chooses to Teach (and Why)?”, *Economics of Education Review*, vol. 14, núm. 2, pp. 101-117.
- Hanushek, E. A. (1989). “The Impact of Differential Expenditures on School Performance”, *Educational Researcher*, vol. 18, núm. 4, pp. 45-62.
- Hanushek, E. A.; Rivkin, S. G. (2006). “Teacher Quality”, en E. Hanushek y F. Welch (eds.), *Handbook of the Economics of Education*, tomo 2, cap. 18, pp. 1051-1078, Elsevier.
- Hanushek, E. A.; Woessmann, L. (2011). The Economics of International Differences in Educational Achievement, en E. A. Hanushek; S. Machin; L. Woessmann, (eds.), *Handbook of the Economics of Education*, tomo 3, cap. 2, pp. 89-200, Elsevier B. V.
- Helg, A. (1984). “La educación en Colombia: 1946-1957”, en A. Tirado-Mejía (ed.), *Nueva Historia de Colombia*, tomo 4, pp. 111-134, Bogotá: Planeta.
- Hoxby, C. M.; Leigh, A. (2004). “Pulled Away or Pushed Out? Explaining the Decline of Teacher Aptitude in the United States”, *American Economic Review*, vol. 94, núm. 2, pp. 236-240.
- Jacob, B.; Lefgren, L. (2007). “Principals as Agents: Subjective Performance Assessment in Education”, *Journal of Labor Economics*, vol. 26, núm. 1, pp. 101-136.
- Lakdawalla, D. (2006). “The Economics of Teacher Quality”, *Journal of Law and Economics*, vol. 49, núm. 1, pp. 285-329.
- Lavy, V. (2009). “Performance Pay and Teachers’ Effort, Productivity, and Grading Ethics”, *American Economic Review*, vol. 99, núm. 5, pp. 1979-2011.
- Leigh, A. (2007). “Teacher Pay and Teacher Aptitude, Research School of Social Sciences” [en línea], documento interno, Australian National University, Canberra, Australia, disponible en: <http://people.anu.edu.au/~andrew.leigh/pdf/TeacherPayTeacherAptitude.pdf>.
- Leigh, A.; Ryan, C. (2008). “How and Why Has Teacher Quality Changed in Australia?”, *Australian Economic Review*, vol. 41, núm. 2, pp. 141-159.

- Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico (OCDE) (2010). *PISA 2009 Results: What Students Know and Can Do—Student Performance in Reading, Mathematics and Science* [en línea], (vol. I), OCDE, disponible en: <http://dx.doi.org/10.1787/9789264091450-en>.
- Psacharopoulos, G.; Vélez, E. (1993). “Educational Quality and Labor Markets Outcomes: Evidence from Bogotá, Colombia”, *Sociology of Education*, núm. 66, pp. 130-145.
- Ramírez, M. T.; Téllez, J. P. (2007). “La educación primaria y secundaria en Colombia en el siglo XX”, en J. Robinson; M. Urrutia (eds.), *Economía Colombiana del siglo XX: un análisis cuantitativo*, Fondo de Cultura Económica y Banco de la República.
- Rangel, C.; Lleras, C. (2010). “Educational Inequality in Colombia: Family Background, School Quality and Student Achievement in Cartagena”, *International Studies in Sociology of Education*, vol. 20, núm. 4, pp. 291-317.
- Rockoff, J. E. (2004). “The Impact of Individual Teachers on Student Achievement: Evidence from Panel Data”, *American Economic Review*, vol. 94, núm. 2, pp. 247-252.
- Roy, A. D. (1951). “Some Thoughts on the Distribution of Earnings”, *Oxford Economic Papers*, vol. 3, núm. 2, pp. 135-46.
- Sarmiento, A.; Becerra, L.; González, J. I. (2000). “La incidencia del plantel en el logro educativo del alumno y su relación con el nivel socioeconómico”, *Coyuntura Social*, vol. 22, pp. 53-63.
- Steiner, R.; Núñez, J.; Cadena, X.; Pardo, R. (2002). “¿Cuáles colegios ofrecen mejor educación en Colombia?”, *Coyuntura Social*, vol. 26, pp. 59-101.
- Strauss, R. P.; Sawyer, E. A. (1986). “Some New Evidence on Teacher and Student Competencies”, *Economics of Education Review*, vol. 5, núm. 1, pp. 41-48.

**ANEXO****CUADRO A1. PERCENTIL PROMEDIO EN EL ICFES DE SU COHORTE PARA LOS GRADUADOS EN EDUCACIÓN Y OTRAS ÁREAS, POR GÉNERO**

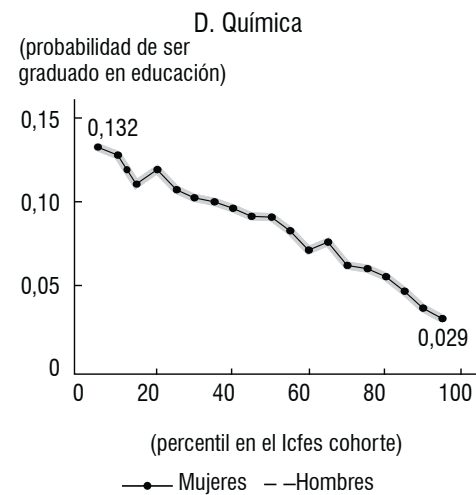
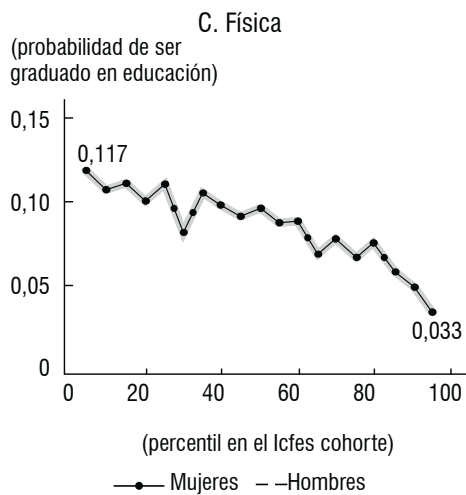
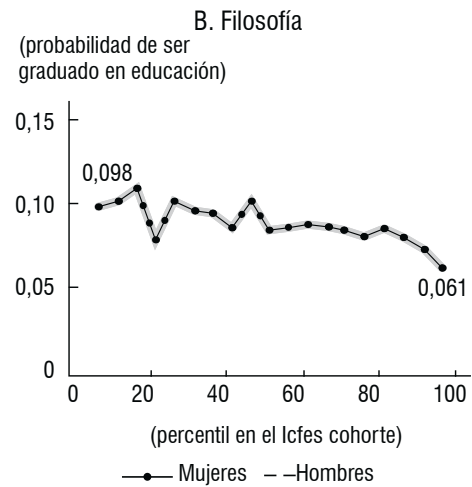
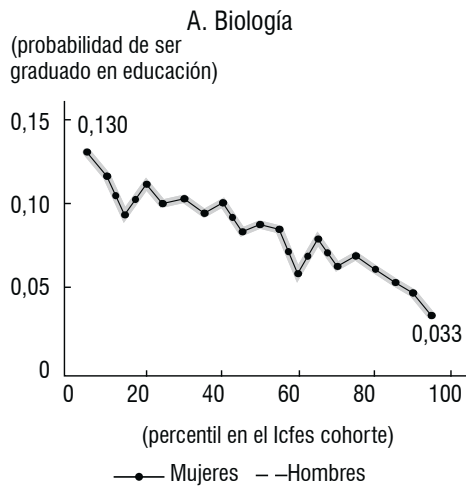
GRUPO Y COMPONENTE	(1)	(2)	(3)
	TODOS	MUJERES	HOMBRES
<b>A. GRADUADOS EN EDUCACIÓN</b>			
Matemáticas	42,10 (0,27)	42,09 (0,33)	43,98 (0,50)
Lenguaje	43,14 (0,28)	41,24 (0,32)	45,85 (0,52)
Biología	40,13 (0,26)	39,13 (0,30)	42,90 (0,49)
Filosofía	45,67 (0,29)	43,56 (0,34)	48,61 (0,56)
Física	42,10 (0,27)	42,09 (0,33)	43,57 (0,50)
Química	39,32 (0,25)	38,21 (0,30)	42,87 (0,49)
Total	40,99 (0,26)	39,34 (0,31)	44,84 (0,52)
Total estandarizadas	41,38 (0,27)	39,74 (0,31)	45,19 (0,52)
<b>B. GRADUADOS EN OTRAS ÁREAS</b>			
Matemáticas	49,26 (0,10)	49,40 (0,14)	49,31 (0,15)
Lenguaje	49,52 (0,10)	49,62 (0,14)	49,24 (0,15)
Biología	49,78 (0,10)	49,98 (0,14)	49,37 (0,15)
Filosofía	49,13 (0,10)	49,44 (0,14)	49,14 (0,15)
Física	49,18 (0,10)	48,95 (0,14)	48,94 (0,14)
Química	49,84 (0,10)	50,20 (0,14)	49,59 (0,15)
Total	51,02 (0,10)	51,48 (0,14)	50,50 (0,15)
Total estandarizadas	51,40 (0,10)	51,87 (0,14)	50,85 (0,15)

Notas: 1. Errores estándar entre paréntesis.

2. Los puntajes totales son calculados a partir de la suma de seis componentes: matemáticas, lenguaje, física, química, filosofía y biología.

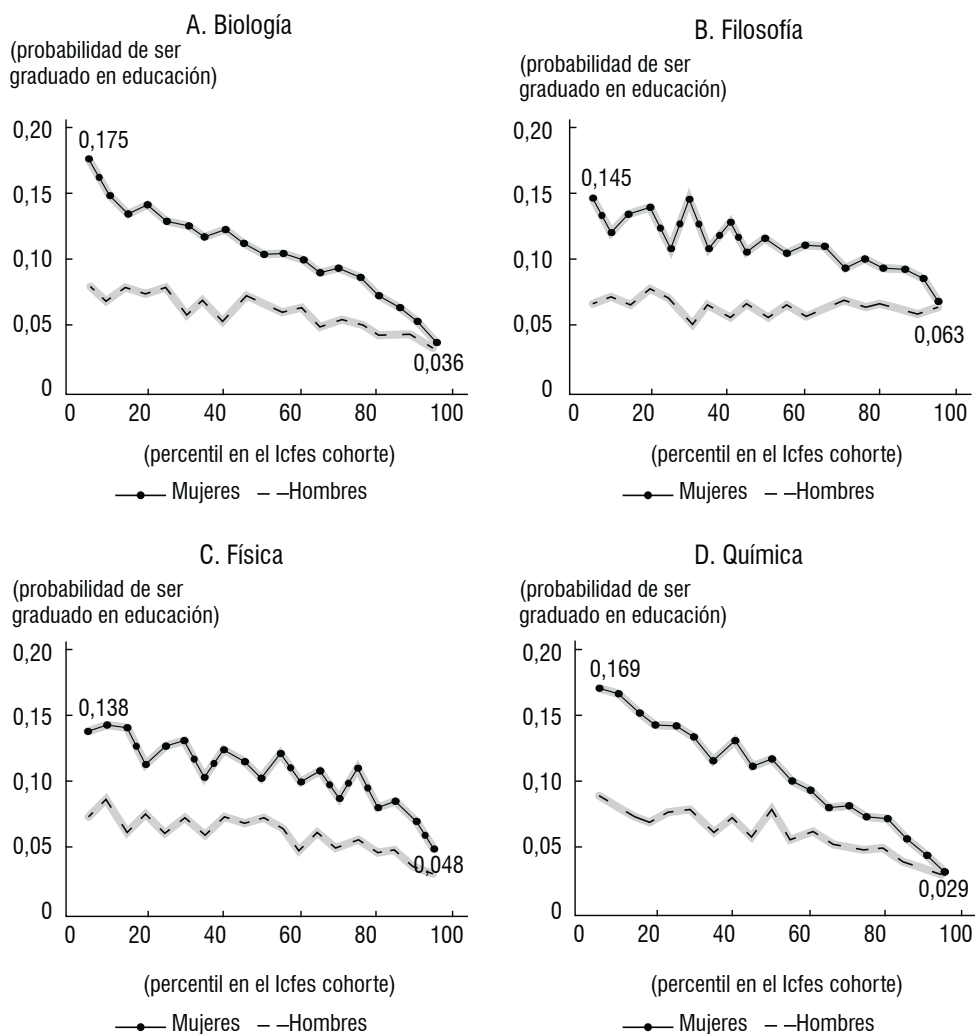
Fuentes: Ministerio de Educación Nacional e Icfes; cálculos de los autores.

**GRÁFICO A1. RELACIÓN ENTRE EL RESULTADO DEL ICFES (2000-2006) Y LA PROBABILIDAD DE GRADUARSE DE EDUCACIÓN**



Nota: las áreas sombreadas representan intervalos a un nivel de confianza del 95%.  
Fuentes: Ministerio de Educación Nacional e Icfes; cálculos del autor.

**GRÁFICO A2. RELACIÓN ENTRE EL RESULTADO DEL ICFES (2000-2006) Y LA PROBABILIDAD DE GRADUARSE DE EDUCACIÓN, POR GÉNERO**



Nota : las áreas sombreadas representan intervalos a un nivel de confianza del 95%.  
Fuentes: Ministerio de Educación Nacional e Icfes; cálculos del autor.

