

¿Quiénes Eligen la Disciplina de la Educación en Colombia?
Caracterización desde el Desempeño en las Pruebas SABER 11

Por: Juan D. Barón, Leonardo Bonilla,
Lina Cardona-Sosa, Mónica Ospina

Núm. 785
2013

Borradores de ECONOMÍA



tá - Colombia - Bogotá - Col

¿Quiénes Eligen la Disciplina de la Educación en Colombia? Caracterización desde el Desempeño en las Pruebas SABER 11*

Juan D. Barón[†]	Leonardo Bonilla	Lina Cardona-Sosa	Mónica Ospina
The World Bank	Banco de la República	Banco de la República	Universidad EAFIT
Washington DC, USA	Cartagena, Colombia	Medellín, Colombia	Medellín, Colombia
jbaron@worldbank.org	lbonill2@illinois.edu	lcardoso@banrep.gov.co	mospina6@eafit.edu.co

Resumen

Poco se sabe en Colombia acerca de las competencias académicas de los maestros. Este documento investiga sobre el estándar académico de las personas que cursan y se gradúan de programas superiores en educación. Los resultados indican que existe una relación inversa entre el desempeño en la prueba de Estado SABER 11 y la probabilidad de estudiar (y/o graduarse) de un programa en el área de educación. Estimamos que esta probabilidad es cinco veces más alta cuando se obtuvo un puntaje en las pruebas SABER 11 entre los más bajos que cuando se obtuvo un resultado entre los más altos. Esta diferencia es aún mayor para las mujeres. El documento discute algunas hipótesis que explicarían estos resultados.

Palabras clave: maestros, profesores, competencia, calidad
Clasificación JEL: I21, I28, J31

Abstract

Yet little is known in Colombia about the quality of teachers. In this paper we ask about the academic standard of people who obtain a tertiary degree in education. Results show a negative relationship between results in the standardized test to enter higher education (SABER 11) and the probability of studying (and obtaining) a tertiary degree in education (relative to other areas of study). We estimate that this probability is five-times higher for people with results among the lowest scores than for people with results among the highest. This difference broadens when we consider only women. The paper discusses some hypotheses that would explain these results.

Keywords: teacher quality, ability
JEL Classification: I21, I28, J31

*La serie Borradores de Economía es una publicación de la Subgerencia de Estudios Económicos del Banco de la República. Los trabajos son de carácter provisional, las opiniones y posibles errores son responsabilidad exclusiva de los autores y sus contenidos no comprometen al Banco de la República ni a su Junta Directiva. Los autores agradecen a los participantes del seminario sobre Educación realizado por el ICFES en Noviembre de 2012 así como a los participantes al seminario sobre Calidad Educativa que se llevó a cabo en la Universidad EAFIT en Medellín, en Octubre del mismo año. De igual forma, el documento 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. Esta versión del documento corresponde a Octubre de 2013.

[†]Comentarios y sugerencias a esta versión del documento pueden ser enviados a e-mail: jbaron@worldbank.org o lcardoso@banrep.gov.co

I. Introducción

Colombia es uno de los países que ocupa los últimos lugares en el ranking de pruebas académicas estandarizadas a nivel internacional. En efecto en la prueba PISA realizada en el 2009 para 65 países, los estudiantes colombianos ocuparon el puesto 56 en matemáticas, el puesto 50 en lenguaje y el puesto 53 en ciencias. De manera similar en las pruebas TIMSS realizada en el 2007 entre 48 países, los estudiantes colombianos de octavo grado ocuparon el puesto 40 y 42 en matemáticas y ciencias, respectivamente.

Mucho se ha dicho acerca de los determinantes del rendimiento académico de los estudiantes. Además de los factores sociodemográficos y habilidades cognitivas, la calidad del docente entendida en términos de experiencia, profesionalización, etc., ha sido señalada como un contribuyente importante del logro (Eide et al. [2004], Hanushek [1992], De Paola [2009], Rivkin et al. [2005]).

Para Colombia, poco se sabe de las características de los docentes y su efecto en el rendimiento escolar de los estudiantes colombianos. Dentro de los pocos estudios realizados, se encuentra el trabajo de [Gaviria y Barrientos, 2001b] que relaciona las credenciales o títulos profesionales de los docentes con el rendimiento en las pruebas estandarizadas nacionales en colegios públicos de Bogotá. Los resultados fueron posteriormente reforzados con lo encontrado en el estudio de Bonilla y Galvis [2011] que complementó la pregunta de investigación inicial con una fuente de datos alternativa. Si bien la información sobre las credenciales del docente es posible encontrarla en las bases de datos, otras variables como sus habilidades en el aula estarían ausentes. No obstante evidencia como la encontrada por Eide et al. [2004] sugiere que la efectividad docente puede aproximarse con el resultado obtenido por los individuos que estudian docencia en pruebas estandarizadas, como lo son las pruebas de Estado.

Siguiendo con lo anterior, poco o casi nada se sabe sobre el efecto que la experiencia y habilidad docente tienen sobre el rendimiento académico de los estudiantes por lo que uno de los propósitos de este documento es analizar de manera descriptiva la habilidad docente usando como proxy el desempeño académico de los individuos que eligen carreras pedagógicas antes de estudiarlas. La hipótesis inicial es que a mejor desempeño en las pruebas estandariza-

das, menor es la probabilidad de que un individuo estudie y se gradúe de carreras pedagógicas. Así, una de las contribuciones de este paper es proveer evidencia sobre la relación existente entre el desempeño académico en las pruebas estandarizadas presentadas durante el último año de educación secundaria -SABER 11- y la decisión de estudiar y graduarse de carreras pedagógicas. De manera similar se busca analizar las diferencias existentes entre estudiantes que ingresan a carreras pedagógicas y los graduados de la misma en comparación con estudiantes y graduados de otras carreras. Otra contribución importante tiene que ver con la recomendación de política en términos de la importancia de reclutar estudiantes talentosos durante la educación media para que se desempeñosen como docentes. Si bien la investigación es descriptiva, tiene gran relevancia ya que provee información a los encargados de la política nacional en cuanto a la importancia de reclutar estudiantes talentosos en carreras de docencia.

Este paper cuenta con varias secciones además de esta introducción. En la segunda sección se realiza una revisión de la literatura en cuanto al docente y pruebas estandarizadas. La tercera sección describe la metodología a analizar así como los datos utilizados. La cuarta sección presenta los resultados encontrados y finalmente la quinta sección, concluye.

II. Revisión de literatura

A. Las características de los docentes como determinantes de la calidad educativa

Los resultados de las pruebas estandarizadas PISA 2009 (*Programme for International Student Assessment*) sugieren que la calidad de la educación básica y media en Colombia es baja. En efecto, la prueba ubica los resultados de los estudiantes colombianos entre los últimos 10 en áreas de evaluación entre los 65 países que presentan la prueba con estudiantes de 15 años próximos a terminar sus estudios de educación media (OECD [2010]). De acuerdo con el informe, los estudiantes colombianos están entre los últimos 10 en las tres áreas de evaluación (matemáticas, lenguaje y ciencias). En efecto, el país ocupa el puesto 56 en matemáticas, el 53 en ciencias y el 50 en lenguaje. Así mismo, es el tercero con el *menor* porcentaje de

estudiantes en los niveles más altos en matemáticas, el quinto en ciencias y el decimoprimeros en lectura.

La anterior situación no solo se observa al final de la educación media sino también en grados intermedios del proceso de formación educativa. En la prueba TIMSS 2007 (*Trends in International Mathematics and Science Study*), donde son evaluados estudiantes de cuarto y octavo grado en matemáticas y ciencias, los estudiantes colombianos de cuarto grado ocuparon el lugar 29 en ciencias (entre 36 países), y los de octavo el puesto 42 (entre 48 países). En matemáticas, la situación no fue mucho más alentadora, ocupando los de cuarto grado el lugar 30, y los de octavo el 40 (Gonzales et al. [2008]).¹ Otros informes también resaltan la alta disparidad en la calidad de la educación existente al interior del país en términos geográficos, entre grupos socio-demográficos o entre tipos de colegio (Barón, 2010a; Banco Mundial, 2009; Gaviria y Barrientos, 2001b; Steiner et al., 2002).

Ante el bajo rendimiento observado entre quienes eligen estudiar en áreas de la educación, surgen preguntas sobre los diferentes factores que están contribuyendo a dicho resultado. La literatura nacional ha abordado la explicación a partir de las características familiares y sociodemográficas (Gaviria y Barrientos [2001b]; Sarmiento et al. [2000]; Caro [2000]) así como también a partir de la jornada (Bonilla, 2010), o de las características de los colegios (Gaviria y Barrientos [2001a]; Rangel y Lleras [2010]; Castaño [1998]; Barrientos, 2008). La literatura nacional, logra así un consenso con relación a que las características de la familia y del estudiante explican una mayor parte de la variación del rendimiento académico de los estudiantes en contraste con las características de los colegios, resultado que coincide con la literatura internacional (Eide et al., 2004).

Si bien las características de los docentes hacen parte de los factores que afectan el rendimiento académico de los estudiantes, no hay un consenso acerca de la importancia relativa de este factor en comparación con otros factores como los mencionados anteriormente (Hanushek y Rivkin [2006], Hanushek [1989], Goldhader et al. [1999], Greenwald et al. [1996]). No obstante, en lo que sí coincide la literatura es en la existencia de una gran heterogeneidad

¹Para un interesante análisis de la economía de este tipo de pruebas internacionales y algunas críticas a estas, véase Hanushek y Woessmann [2011].

en la calidad de los docentes, por lo que tener un “buen” docente debería estar relacionado positivamente con el aprendizaje.

Dada la naturaleza del debate alrededor de la calidad docente, vale la pena hacer énfasis en tres aspectos críticos a la hora de medir el impacto de la misma en el rendimiento académico de sus estudiantes: 1) las distintas definiciones de calidad y la disponibilidad de información, 2) las dificultades empíricas y 3) las particularidades del mercado laboral docente. Con respecto a la definición de calidad docente, la literatura internacional ha identificado los siguientes componentes 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). Dentro de los anteriores componentes, las credenciales profesionales y los años de experiencia son los más utilizados en la literatura internacional. Aunque con limitaciones, la evidencia encontrada en la literatura sugiere que la competencia académica de los maestros, medida a través de pruebas estandarizadas, puede ser el mejor predictor de qué tan efectivo será un maestro (Eide et al. [2004]). En efecto, la anterior 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 sus maestros (Brewer, 1996) o puntajes totales en otras pruebas estandarizadas (Strauss y Sawyer, 1986). No obstante, son pocos los sistemas educativos en los que se aplican pruebas estandarizadas a los docentes de manera sistemática.

Además de la dificultad que plantea la definición de la calidad docente, también lo es la identificación del impacto que las características de los docentes sobre el rendimiento académico. Es probable que mejores docentes estén ubicados en comunidades con un mejor nivel socio-económico, situación que puede llevar a confundir el efecto de la calidad docente con una mejor educación provista por los padres y la mayor motivación de los mismos. Es así como se hace necesario emplear una estrategia de identificación que contribuya a aislar el efecto del rendimiento de los estudiantes de la calidad del docente. La literatura colombiana que aborda de manera rigurosa la relación causal entre calidad docente y rendimiento escolar es escasa. Los estudios de Gaviria y Barrientos [2001a] y Bonilla y Galvis [2011] relacionan la

docencia y el rendimiento académico de los estudiantes usando el método de variables instrumentales y encontrando que el nivel educativo de los docentes, medido como el porcentaje de los mismos que cuentan con títulos profesionales o de posgrado, tiene un impacto positivo y significativo en los resultados de los estudiantes en pruebas estandarizadas.

Para el caso colombiano, se han estudiado algunos aspectos del mercado laboral de los docentes como los salariales que podrían estar asociados a los estándares académicos de los individuos que entran a la profesión. Usando la información salarial o de nómina de los docentes, Ayala et al. [1999] analizan la evolución de la remuneración de los docentes públicos en el Distrito Capital de Bogotá. Los autores encuentran que la política de nivelación aplicada entre 1994 y 1998 mejoró el salario de los docentes respecto a otros profesionales, aunque no con respecto a otros profesionales del sector público, quienes aumentaron su remuneración básica en mayor proporción. En una investigación posterior y más amplia, Gaviria y Umaña [2002] estudian los niveles salariales, los retornos a la educación y los perfiles salariales de los docentes (públicos y privados) y de otros profesionales con resultados que apoyan lo encontrado por Ayala et al. [1999], coincidiendo en que las condiciones laborales de los docentes del sector estatal son relativamente favorables y lo fueron aún más en los 90s. Los autores también enfatizan en que los ascensos o promociones poco tienen que ver con el manejo en el aula, lo que sugiere una estructura de incentivos deficiente para los docentes del sector público.

Para Colombia, poco se sabe sobre el estándar académico de aquellos que entran a la profesión de docencia, o de los que se preparan académicamente para serlo y que de acuerdo con la literatura, es un buen predictor del desempeño de los docentes en el aula. Dada la poca evidencia sobre la calidad docente, se hace necesaria una descripción de los resultados académicos de los individuos que se inclinan por las áreas de educación y/o pedagogía. Como se mencionó anteriormente, estudios previos han encontrado que el rendimiento académico es un buen predictor de la capacidad del docente para enseñar, lo que a su vez es de esperarar que afecte el rendimiento académico de los alumnos y por esta vía la calidad de la educación. Dado que el tipo de indicador de calidad empleado en el documento es de este tipo, se trata de un trabajo pionero en el país que da origen a nuevas preguntas y enfoques que ya han

hecho carrera en la literatura internacional y que actualmente son centrales para el análisis de la calidad de la educación en Colombia.

III. Metodología y Especificación Empírica

Para caracterizar las competencias o el conocimiento académico de los docentes, lo ideal sería contar dentro de los determinantes con características adicionales como sus habilidades para trabajar en grupo, sus estrategias en el aula, así como su interacción con cualidades como paciencia, creatividad y estrategias de comunicación [Corcoran et al., 2004b]. No obstante la dificultad de medición de los mismos [Leigh y Ryan, 2008] así como la disponibilidad de la información en encuestas [Rockoff, 2004], restringen el tipo de análisis que puede realizarse.

Ante la ausencia de una medida global sobre la competencia académica de los docentes de tales propiedades, se utiliza una medida más simplificada como lo es el puntaje obtenido por quienes deciden estudiar carreras relacionadas con la docencia en las pruebas estandarizadas de Estado, SABER 11. Es decir que se relaciona a los estudiantes de docencia con el puntaje que obtuvieron dichos individuos en las pruebas académicas estandarizadas cuando finalizaban sus estudios de secundaria. Así, para caracterizar el desempeño en pruebas estandarizadas de quienes deciden estudiar (y/o graduarse) de docencia, se calcula el percentil promedio logrado en las pruebas estandarizadas de Estado SABER 11 por los individuos que deciden ingresar a estudiar carreras de educación y se compara el percentil ocupado por individuos que deciden estudiar otras áreas del conocimiento. La comparación se realiza por medio de una diferencia en medias, presentando los resultados de manera total y separando por género dada la importancia relativa de las mujeres en esta área. En efecto y de acuerdo a datos del Banco Mundial, desde mediados de la década de los setenta hasta el 2009, el porcentaje de docentes mujeres se ha mantenido estable, en 66 %, proporción encontrada en la muestra analizada.

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 discutimos únicamente los de matemáticas y lenguaje (los resultados en pruebas adicionales se incluyen en varios anexos). El percentil se calcula a partir de los resultados en la prueba de Estado tanto para aquellas

personas que obtuvieron un título de educación superior en algún área del conocimiento como para quienes iniciaron dicho estudio pero que no recibieron ningún título (i.e., permitiendo diferenciar entre graduados y desertores) y el análisis se hace por separado para cada grupo (estudiantes, y graduados, respectivamente). Esto último permite identificar si la calidad del desertor difiere de los estudiantes iniciales y cómo se presenta tal divergencia entre el área de educación en contraste con otras áreas.

En una segunda etapa se estima un modelo de regresión probabilístico con el fin de caracterizar los determinantes de la decisión de iniciar una carrera docente. Además de las variables demográficas incluídas como variables explicativas de la decisión de estudiar educación, se incluyen las pruebas estandarizadas (en quintiles) con el fin de evaluar si la noción generalizada que relaciona bajos estándares académicos con la elección de estudiar una carrera docente es respaldada con la evidencia Colombiana. Dado que la variable a estimar es una variable categórica se utiliza un modelo *probit* el cual es estimado usando el método de Máxima Verosimilitud. La especificación empírica es la siguiente:

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

donde Educación_i toma el valor de 1 si el individuo i estudia (y/o se gradúa) en alguna área de educación, 0 en caso contrario. Mujer_i es una variable categórica que toma el valor de 1 si el individuo es mujer. Por su parte $X_{i,k}$ se refiere a las variables demográficas incluídas como variables explicativas dentro de las que se encuentran la educación de la madre, los ingresos familiares durante el período de estudios superiores, entre otros. γ_t representa el efecto fijo de cada año que captura los cambios que afectan a todas las personas por igual en el mismo año, como por ejemplo variaciones en la metodología y en el grado de dificultad de la prueba. $Q_{i,j}$ corresponde a las variables dicotómicas que indican el quintil j en el que se ubicó el individuo i en la distribución de las pruebas SABER 11 bien sea en el total de la prueba o en alguno de sus componentes (esto según la especificación utilizada). Así, 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 (quintil 1). Si bien cada estimación se realiza de manera separada para hombres y mujeres, cuando se estima el modelo conjunto, la especificación más básica excluye las variables sociodemográficas y el efecto del género, mientras que una especificación más detallada las incluye. Los resultados presentan los efectos marginales calculados usando el promedio de las variables independientes. Los errores estándar por su parte, se estiman de manera robusta para corregir por la presencia de heteroscedasticidad.

De esta manera los efectos de interés corresponden a los coeficientes que acompañan a los quintiles de los puntajes en las pruebas académicas. Así, un $|\theta_i|$ positivo y estadísticamente significativo implica que los individuos en dicho quintil tiene una mayor probabilidad de elegir una carrera de educación en contraste con un coeficiente negativo que por el contrario sugeriría que, mejor rendimiento en las pruebas está relacionado con una menor probabilidad de elegir estudiar áreas educativas.

A. Datos

Como se discutió anteriormente, la variable utilizada como proxy de la calidad docente es el rendimiento en las pruebas de Estado SABER 11 de los individuos que posteriormente deciden estudiar una carrera docente. No obstante, como en toda medida, el uso del desempeño en la prueba de Estado como una medición académica estándar de los futuros docentes, tiene algunas limitaciones. Primero, los resultados de estos exámenes podrían estar sujetos a eventos aleatorios como levantarse indispuerto el día de la prueba o la temperatura del salón. Dado que es sensato considerar que estos eventos aleatorios son independientes de la decisión de estudiar una carrera docente, no se esperaría que esto tuviera un efecto particular en las presentes estimaciones. Una segunda limitación es el hecho de que las pruebas SABER 11 no miden habilidades y/o conocimientos adicionales tales como la habilidad que tienen los individuos para manejar computadores, las habilidades para comunicarse y/o para trabajar en equipo ni su estrategia de enseñanza. Además de las anteriores, una desventaja adicional es que se está suponiendo que la habilidad de un docente no cambia en el tiempo (Leigh y Ryan, 2008), por lo que los resultados deben ser leídos con cautela.

Para analizar el desempeño relativo de los maestros en las pruebas de Estado SABER 11 cuando ellos eran estudiantes, se usa información de las personas que empezaron a estudiar una carrera docente en una institución de educación superior registrada ante el Ministerio de Educación registrada en la base de datos conocida como SPADIES (*Sistema para la Prevención de la Deserción de la Educación Superior*) la cual contiene información administrativa sobre la disciplina cursada por cada individuo participante de la educación superior. Por otro lado, la medida de desempeño en el examen de Estado SABER 11 proviene del Instituto Colombiano para la Educación Superior (ICFES). Es importante señalar que si bien la información contenida en las bases de datos no permite identificar si los ya graduados en el área de educación están ejerciendo como docentes, según la información del cuestionario C-600 del DANE, aproximadamente el 83,5 % de los docentes que trabajan en los colegios públicos y privados en Colombia obtuvieron un título de una institución de educación superior.

De la base de datos del ICFES se tomaron todos los registros administrativos de los individuos que presentaron las pruebas SABER 11 entre el año 2000 y el año 2007. Esta información se pareó con los registros de los estudiantes de áreas de educación disponibles en los registros de los estudiantes de educación superior contenidos en SPADIES. De esta manera, los individuos registrados en instituciones de educación superior que tienen información sobre los puntajes en las pruebas SABER 11 durante los años analizados suman 1.596.737 observaciones. Del total de los individuos observados en educación superior, el 7,63 % estudian carreras profesionales, técnicas o tecnológicas en el área de educación y pedagogía. Un porcentaje similar deserta y otro 7 % obtiene el título de educación superior (profesional, técnico, etc.). Adicionalmente, sobresale la proporción de mujeres en carreras pedagógicas (el 52 %) como se observa en el cuadro 1 el cual también caracteriza la muestra utilizada en términos de otras variables socio demográficas. En efecto, el cuadro sugiere que cerca del 50 % de los estudiantes tienen entre 15 y 18 años de edad, mientras que un 10 % es mayor a los 18 años. Como medida de ingreso se observa que el 24 % de los individuos que adelantan estudios de educación superior cuentan con apoyo financiero y el 70 % cuenta con vivienda propia. En cuanto a las características familiares, se observa que sólo el 17 % tienen una familia donde la

mamá realizó estudios superiores, mientras que los estudios de secundaria y media es el nivel de educación de la madre del 45 % de la muestra. Finalmente, en lo que se refiere a la variable de interés usada como proxy del desempeño académico de los docentes, i.e., los puntajes en las pruebas SABER 11 se observa que en promedio, la prueba de Lenguaje es la que presenta el puntaje relativo más alto entre las seis principales pruebas analizadas, siendo matemáticas la prueba con el puntaje promedio más bajo obtenido entre los individuos de la muestra.

IV. Resultados

A. Los estudiantes y graduados en áreas de educación

Al preguntarse qué tan diferentes académicamente son aquellas personas que estudian carreras en el área de educación de quienes eligen estudiar otras áreas, uno de los primeros interrogantes que surge trata sobre la similitud de las distribuciones de los puntajes en las pruebas de Estado SABER 11 obtenidos durante el último año de educación secundaria. La figura 1 muestra las densidades estimadas de los puntajes para el grupo de estudiantes (graduados) en educación y los estudiantes (graduados) en otras áreas.

La figura 1 (a) muestra la distribución del puntaje de seis de los componentes de las pruebas SABER 11. La figura sugiere que quienes eligen estudiar educación obtuvieron resultados inferiores en las pruebas SABER 11 en comparación con los estudiantes de otras áreas. De manera similar, la figura 1 (b) muestra cómo la anterior tendencia se mantiene para quienes culminan sus estudios, i.e., aquellos que se gradúan de educación en comparación con quienes se gradúan de otras áreas. En ambas figuras se observa como los estudiantes de educación (y aquellos que se gradúan) se ubican en una distribución más hacia la izquierda, i.e., los puntajes son en promedio más bajos que aquellos estudiantes y/o graduados de otras áreas. Tanto para los estudiantes como para los graduados en áreas de educación, la distribución de los puntajes es más alta, sugiriendo que los estudiantes de dichas áreas presentan menos distorsión en sus puntajes (i.e., menos varianza) en comparación con los estudiantes de otras

Cuadro 1.—Estadísticas Descriptivas

	Observaciones	Media	Desv.Est.
Estudia Educación	1.571.059	0.08	0.27
Graduado en Educación	325.637	0.07	0.26
Desertor de Educación	769.377	0.07	0.26
Mujer	1.577.476	0.52	0.50
<i>Variables dummy de año</i>			
2000 (=1)	1.578.796	0.12	0.33
2001 (=1)	1.578.796	0.11	0.31
2002 (=1)	1.578.796	0.11	0.32
2003 (=1)	1.578.796	0.12	0.32
2004 (=1)	1.578.796	0.12	0.33
2005 (=1)	1.578.796	0.13	0.34
2006 (=1)	1.578.796	0.14	0.35
2007 (=1)	1.578.796	0.14	0.35
<i>Resultados Prueba SABER 11</i>			
Biología	1.578.796	47.91	6.56
Matemáticas	1.578.796	45.02	7.68
Filosofía	1.578.796	45.98	6.88
Física	1.578.796	46.62	6.95
Química	1.578.796	45.87	6.14
Lenguaje	1.578.796	50.69	7.40
Total (suma 6 componentes)	1.578.796	282.08	27.79
Total estandarizadas (promedio 6 comp.)	1.578.796	-0.00	0.67
<i>Otras características individuales</i>			
Edad: menor de 15	1.578.796	0.01	0.08
Edad: 15-16	1.578.796	0.27	0.44
Edad: 17-18	1.578.796	0.20	0.40
Edad: mayor a 18	1.578.796	0.10	0.30
Edad missing	1.578.796	0.42	0.49
Trabajaba durante la prueba	1.578.796	0.07	0.25
Actividad missing	1.578.796	0.11	0.31
Apoyo Icetex	1.578.796	0.09	0.29
Apoyo Académico	1.578.796	0.10	0.30
Apoyo Financiero	1.578.796	0.24	0.42
<i>Características del Hogar</i>			
Número Hermanos	1.578.796	1.23	1.54
Hermanos Missing	1.578.796	0.12	0.32
Posición entre hermanos	1.578.796	0.78	1.22
Vivienda Propia	1.578.796	0.70	0.46
Vivienda Propia Missing	1.578.796	0.07	0.25
Ingreso hasta 1SM	1.578.796	0.13	0.34
Ingreso entre 1-2SM	1.578.796	0.34	0.47
Ingreso entre 2-3SM	1.578.796	0.19	0.40
Ingreso desde 3SM	1.578.796	0.34	0.47
Ingreso missing	1.578.796	0.11	0.31
<i>Educación Madre</i>			
Básica	1.578.796	0.27	0.44
Secundaria	1.578.796	0.31	0.46
Media	1.578.796	0.15	0.36
Superior	1.578.796	0.17	0.38
Missing	1.578.796	0.10	0.30
Observaciones	1.578.796		

Cuadro 2.—Diferencias demográficas por disciplina elegida

	Otras Disciplinas (1)	Educación (2)	Diferencia en Medias (1)-(2)
Puntaje SABER11			
Matemáticas	45.16	43.46	1.70***
Lenguaje	50.80	49.44	1.35***
Biología	48.04	46.40	1.65***
Filosofía	46.02	45.48	0.54***
Física	46.72	45.42	1.30***
química	46.00	44.34	1.66***
Características Demográficas			
Edad: menor de 15	0.01	0.01	0.00
Edad: 15-16	0.28	0.23	0.04***
Edad: 17-18	0.20	0.19	0.00***
Edad: mayor a 18	0.10	0.16	-0.06***
Edad missing	0.42	0.41	0.01***
Trabajaba durante la prueba	0.06	0.09	-0.02***
Actividad missing	0.11	0.15	-0.04***
Apoyo Icetex	0.10	0.04	0.06***
Apoyo Académico	0.10	0.08	0.02***
Apoyo Financiero	0.24	0.24	-0.01***
Número Hermanos	1.20	1.57	-0.37***
Hermanos Missing	0.11	0.16	-0.04***
Posición entre hermanos	0.76	0.99	-0.23***
Vivienda Propia	0.70	0.66	0.04***
Vivienda Propia Missing	0.06	0.09	-0.03***
Ingreso hasta 1SM	0.12	0.20	-0.07***
Ingreso entre 1-2SM	0.33	0.39	-0.06***
Ingreso entre 2-3SM	0.20	0.17	0.03***
Ingreso desde 3SM	0.35	0.24	0.10***
Ingreso missing	0.11	0.15	-0.04***
Educación de la Madre			
Básica	0.26	0.37	-0.10***
Secundaria	0.31	0.32	-0.01***
Media	0.16	0.12	0.04***
Superior	0.18	0.07	0.11***
Missing	0.10	0.13	-0.04***
Observaciones	1.450.499	120.560	

Notas: *, **, *** se refiere a los niveles de significancia de 10 %, 5 % y 1 %, respectivamente.

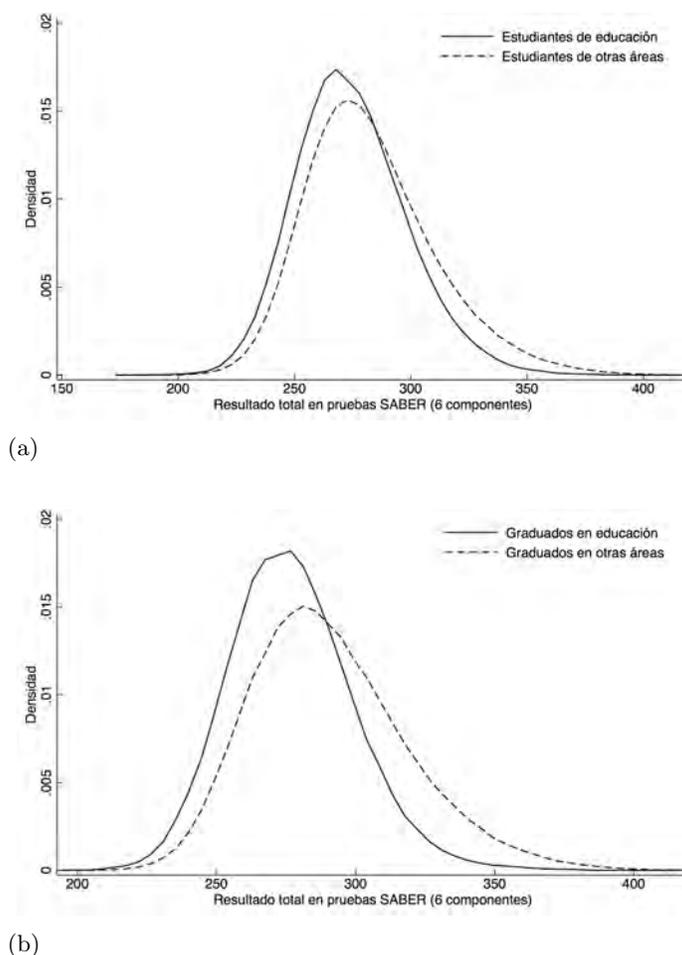


Figura 1.—Densidad de los resultados en las pruebas SABER 11 (2000-2006) para los graduados de educación y otras áreas.

áreas y de manera similar se puede ver cómo para los estudiantes en otras áreas la cola derecha de la distribución tiene mayor frecuencia que la cola derecha de los estudiantes de educación, sugiriendo que los estudiantes y/o graduados de otras áreas tienen mayor representación en puntajes por encima del promedio en comparación con aquellos que estudian o se gradúan de educación.

Si bien la figura 1 da algunos indicios de las diferencias en las competencias de los graduados de educación antes de iniciar sus estudios, las implicaciones a partir de ella deben tomarse con cautela. Esto se debe a que en esta figura se incluyen estudiantes pertenecientes a diferentes cohortes que pueden agregar ruido a lo observado.

A.1. Análisis de percentiles

Una manera más adecuada de analizar el estándar académico relativo de las personas que deciden elegir estudiar en el área de educación es a través del percentil promedio que ocuparon en las pruebas de Estado SABER 11. Con el fin de hacer los resultados de los diferentes años comparables, el percentil es calculado dentro de cada cohorte (i.e., para cada año de presentación de la prueba). En el cuadro 3 se hace este cálculo para los estudiantes (y graduados) del área de educación y de otras disciplinas. Como medida de competencia académica se toman los percentiles promedio de los componentes de matemáticas, lenguaje y total (este último como la suma de 6 componentes: matemáticas, lenguaje, biología, filosofía, física y química). Como un análisis de sensibilidad se utiliza también el total de seis áreas pero estandarizadas con los resultados de todas la personas en cada componente.

Del cuadro 3 se puede inferir lo siguiente: sin discriminar por género puede verse que los estudiantes de educación obtuvieron puntajes estadísticamente más bajos (Panel A, Columna 1) que los estudiantes de otras disciplinas (panel B, Columna 1). Para el área de matemáticas, el resultado promedio de quienes estudian educación se ubicó alrededor de 44,08 vs. la ubicación del puntaje de los estudiantes de otras disciplinas 50,12. La anterior tendencia se observó de igual manera para el puntaje de las áreas de lenguaje (45,09 versus 50,24), así como en 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 estudian educación y los otros, alcanza los 8 puntos, resultado que se mantiene al emplear la medida agregada alternativa, *total estandarizadas*.

La tendencia anterior se mantiene cuando el análisis se restringe para aquellos individuos que se gradúan de las áreas de educación y de otras disciplinas tal y como lo sugieren el panel C y D del cuadro 3. En efecto los percentiles promedio en el puntaje de matemáticas es de 41,42 en comparación con el 50,39 ocupado en promedio por aquellos graduados de otras áreas. Para el puntaje en la prueba de lenguaje la diferencia se mantiene: mientras los graduados de educación ocuparon en promedio el percentil 47,61, los de otras áreas se ubicaron en 56,96. No obstante la diferencia en percentiles en el rendimiento obtenido en las pruebas

de Estado se observa entre los graduados para quienes se observa una brecha promedio en el desempeño a favor de otras áreas de 14 puntos porcentuales. Esto último sugiere que los graduados de otras áreas obtuvieron mejores resultados en las pruebas SABER 11, sugiriendo que, en contraste con las áreas de educación, los desertores de otras disciplinas que se retiran, son aquellos estudiantes que obtuvieron menores puntajes en las pruebas SABER 11.

Las conclusiones no son muy diferentes cuando se discriminan los resultados por género (cuadro 3, columnas 2 y 3). Las mujeres que estudian educación se ubican en un percentil promedio inferior al percentil ocupado en las pruebas por las estudiantes de otras disciplinas. En matemáticas por ejemplo, el percentil promedio para las mujeres que estudian educación es 44,85, por debajo de las estudiantes de otras áreas (50,13). Tales diferencias se mantienen cuando se analizan otros componentes o los puntajes agregados. Para las mujeres graduadas de educación la diferencia es ligeramente mayor pero la tendencia favorece nuevamente a las graduadas en otras áreas (42,96 vs. 50,68). De la misma manera y para los hombres, el percentil promedio en los diferentes componentes es inferior para los estudiantes (y graduados) de educación en comparación con los graduados de otras áreas y sin importar el componente que se analice.

Sin embargo, una diferencia sistemática se puede ver en el tamaño de las diferencias entre el percentil promedio de los estudiantes de educación y estudiantes de otras disciplinas en comparación con los graduados de educación y los de otras disciplinas. La diferencia en los percentiles es mayor entre los individuos graduados de educación en comparación con los graduados en otras disciplinas (12 puntos aproximadamente), mientras que la diferencia entre los estudiantes de educación y los estudiantes de otras áreas es de alrededor 7 puntos, lo cual sugiere que, entre los individuos graduados, aquellos de las áreas de educación presentaron un rendimiento más bajo en las pruebas SABER 11 en comparación con los graduados de otras áreas.

Un resultado final por resaltar del cuadro 3 son las diferencias de género en el percentil promedio entre los estudiantes de educación por un lado y los de otras áreas, por el otro. En el primer caso, las diferencias entre hombres y mujeres en el percentil promedio en el puntaje

Cuadro 3.—Percentil promedio para los estudiantes (y graduados) dentro de cada cohorte en las pruebas SABER 11 y por género.^(a,b)

<i>Grupo y componente</i>	<i>Todos</i>	<i>Mujeres</i>	<i>Hombres</i>
	(1)	(2)	(3)
<i>Panel A: Estudiantes en educación</i>			
Matemáticas	44,08 (0,13)	44,85 (0,16)	44,21 (0,21)
Lenguaje	45,09 (0,13)	44,48 (0,16)	46,18 (0,22)
Total	42,96 (0,12)	42,97 (0,16)	44,04 (0,21)
Total Estandarizadas	43,07 (0,12)	43,10 (0,16)	44,17 (0,21)
<i>Panel B: Estudiantes de otras disciplinas</i>			
Matemáticas	50,12 (0,04)	50,13 (0,06)	50,08 (0,06)
Lenguaje	50,24 (0,04)	50,31 (0,06)	50,07 (0,06)
Total	51,02 (0,04)	51,13 (0,06)	50,82 (0,06)
Total Estandarizadas	51,16 (0,04)	51,28 (0,06)	50,96 (0,06)
<i>Panel C: Graduados en educación</i>			
Matemáticas	41,42 (0,27)	42,96 (0,34)	40,96 (0,48)
Lenguaje	47,61 (0,31)	47,78 (0,38)	47,32 (0,56)
Total	45,72 (0,30)	46,74 (0,37)	46,08 (0,54)
Total Estandarizadas	46,03 (0,30)	47,03 (0,37)	46,47 (0,55)
<i>Panel D: Graduados de otras disciplinas</i>			
Matemáticas	50,39 (0,09)	50,68 (0,12)	51,07 (0,15)
Lenguaje	56,96 (0,10)	56,81 (0,13)	57,11 (0,16)
Total	59,25 (0,11)	59,36 (0,14)	60,20 (0,17)
Total Estandarizadas	59,59 (0,11)	59,68 (0,14)	60,61 (0,17)

Notas:^(a) Errores estándar entre paréntesis.^(b) Los puntajes totales son calculados a partir de la suma de 6 componentes: matemáticas, lenguaje, física, química, filosofía y biología.*Fuente:* Cálculos de los autores con información del Ministerio de Educación y el ICFES.

total son estadísticamente significativas y favorecen a los hombres. Por ejemplo, el percentil promedio del puntaje agregado total es 44,04 y 43,10 para hombres y mujeres, respectivamente.

En otras palabras, las mujeres que estudian educación son de competencia académica más baja

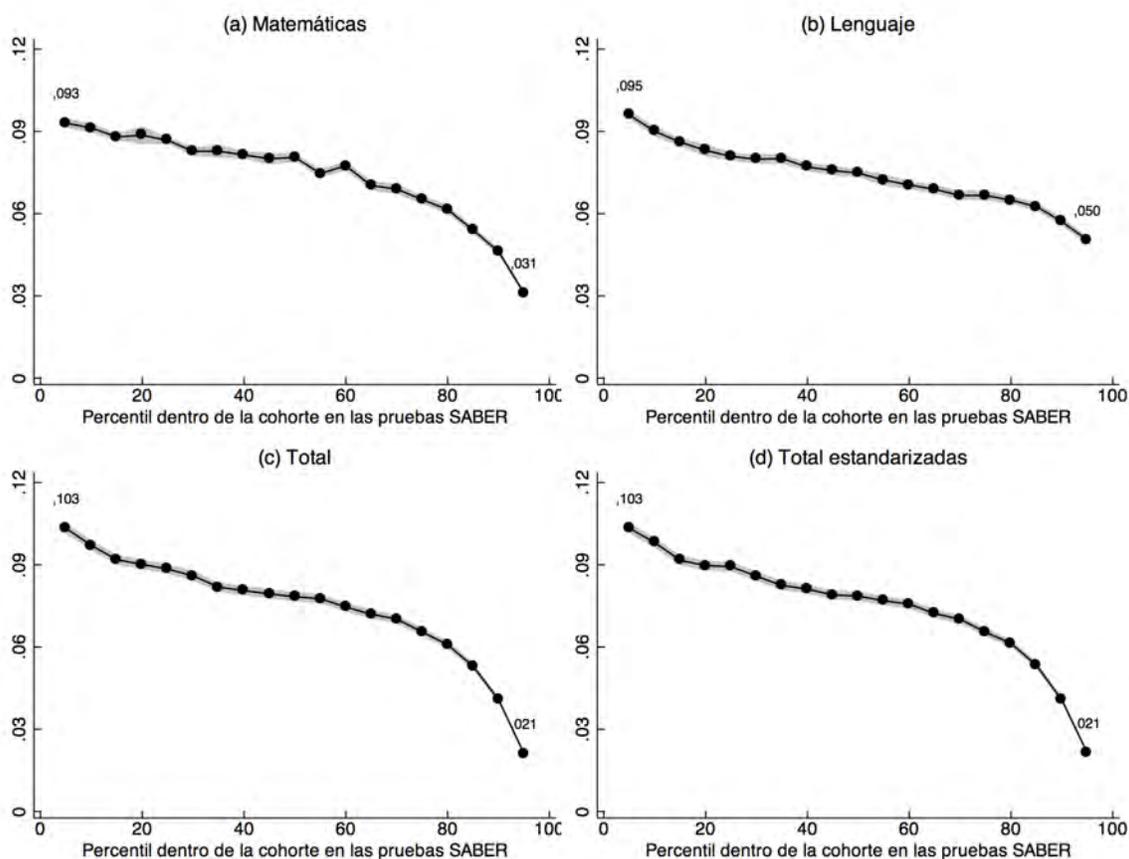
dentro del grupo de mujeres en comparación a los hombres dentro del grupo de los hombres. Entre quienes estudian otras disciplinas, la situación es diferente: el percentil promedio del puntaje agregado total para los hombres es 50,82 y de 51,13 para las mujeres, sugiriendo que las mujeres que eligen estudiar otras disciplinas tienen un rendimiento académicamente superior dentro del grupo de las mujeres.

Una manera alternativa de analizar la información disponible es calculando la probabilidad de que una persona estudie o se gradúe de un programa de educación superior en el área de educación dependiendo de su resultado relativo (percentil) dentro de su cohorte en las pruebas de Estado SABER 11. Las figuras 2 y 3 presentan dichas probabilidades para estudiantes y graduados en cada una de las áreas analizadas de las pruebas SABER 11: matemáticas, lenguaje y el puntaje agregado de seis componentes. La tendencia descendente en cada una de los paneles de las figuras indica que, en general aquellos estudiantes con resultados relativos más bajos en las prueba SABER 11 tienen una probabilidad *mayor* de estudiar (y graduarse) de áreas de educación en comparación con aquellos individuos con mejores resultados en términos relativos a su cohorte.

Específicamente, y mirando el panel (a) de la figura 2, se estimó que una persona cuyo resultado estuvo en los 5 percentiles más bajos de matemáticas tiene una probabilidad de 9.3% de estudiar educación mientras que para una persona en el percentil 95%, la misma probabilidad solo llega al 3,1%. Es decir, una persona de desempeño bajo en matemáticas tiene una probabilidad 3 veces mayor de estudiar educación que una persona con un desempeño alto. En el área de lenguaje la situación es similar aunque con una menor diferencia (1.8 veces). Cuando se considera el resultado total de la prueba, o el total estandarizado, se observa que la probabilidad de que una persona con bajo rendimiento en las pruebas SABER 11 estudie un programa de educación es casi 5 veces mayor que la probabilidad que tiene una persona con alto rendimiento en los resultados. Los intervalos del 95% de confianza, representados por las áreas sombreadas, sugieren que estos valores se estiman con bastante precisión.

Siguiendo con la evidencia de la figura 7, se observa que para los graduados con los resultados más bajos en el área de matemáticas se tiene una probabilidad de 9% de obtener un

Figura 2.—Relación entre el resultado en las pruebas SABER 11 (2000-2006) y la probabilidad de estudiar educación.^(a)



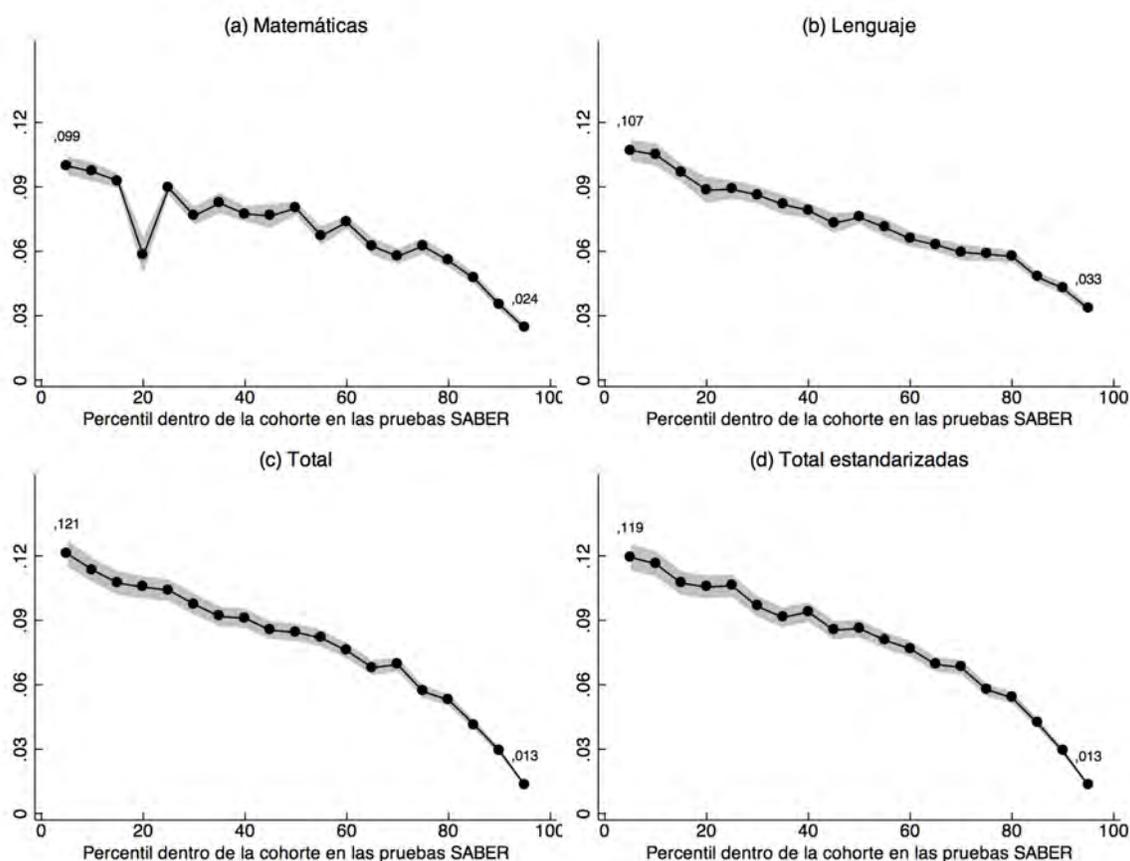
Nota:

^(a) Las áreas sombreadas representan intervalos a un nivel de confianza del 95 %.

Fuente: Cálculos de los autores con información del Ministerio de Educación y el ICFES.

título en el área de educación mientras que aquellos graduados que se ubicaron en el percentil 95 %, tienen una probabilidad del 2,3 % (i.e., aquellos con desempeño más bajo tienen una probabilidad 3,7 veces mayor de graduarse en áreas de educación), conclusión que se mantiene para el puntaje de lenguaje aunque con una menor diferencia (3.24 veces). No obstante, cuando se analiza el puntaje total de la prueba, o el total estandarizado, la diferencia entre los graduados de educación en comparación con los graduados de otras áreas es mucho mayor que la diferencia existente entre los estudiantes. En efecto se observa que la probabilidad de que una persona con bajo rendimiento en las pruebas SABER se gradúe de un programa en educación es casi 9 veces mayor que la probabilidad que tiene una persona con alto rendimiento

Figura 3.—Relación entre el resultado en las pruebas SABER 11 (2000-2006) y la probabilidad de graduarse de educación.^(a)



Nota:

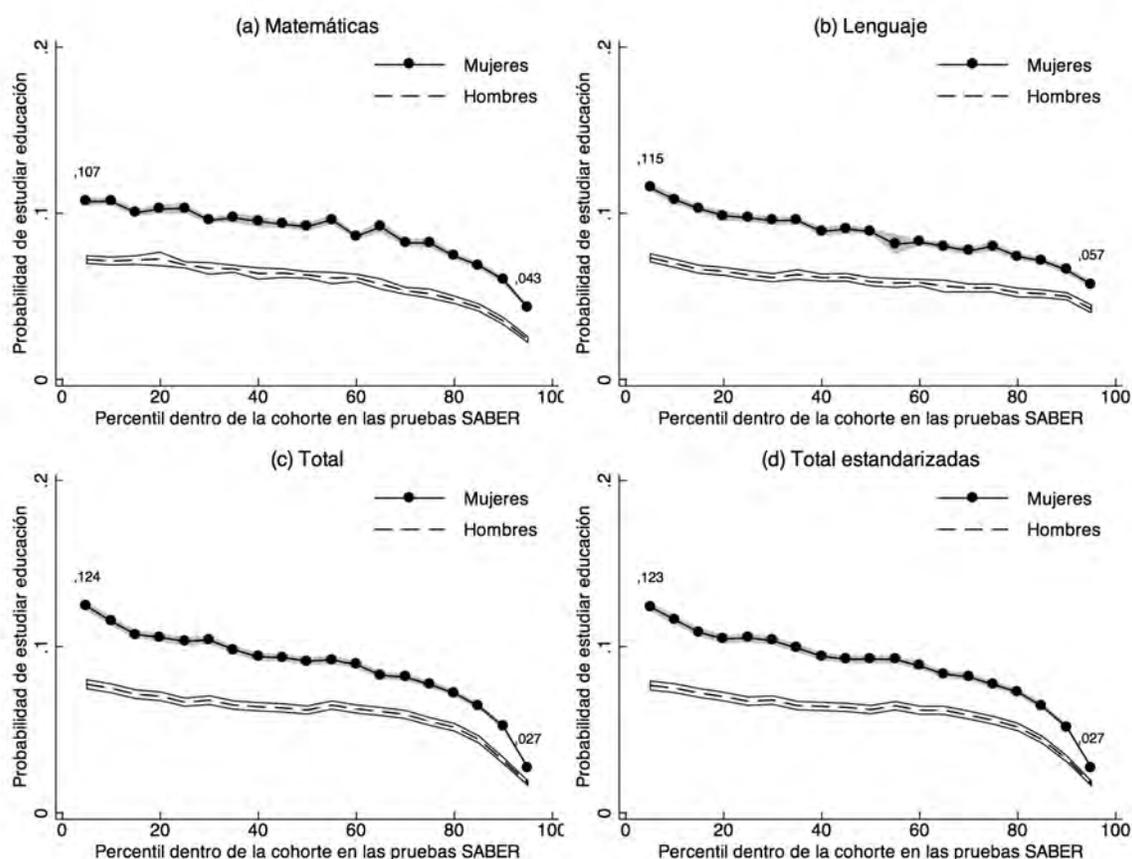
(a) Las áreas sombreadas representan intervalos a un nivel de confianza del 95 %.

Fuente: Cálculos de los autores con información del Ministerio de Educación y el ICFES.

en los resultados.

Con el objetivo de verificar si las probabilidades de estudiar y/o graduarse de educación difieren por género, en la figura 4 se reportan las probabilidades separando por género. En cada caso, el percentil ocupado por el individuo de acuerdo a los resultados en las pruebas SABER 11 es calculado con referencia a los individuos de su misma cohorte (año de presentación de la prueba) y del mismo género. De acuerdo con la figura 4 las diferencias por género se atenúan entre los individuos de más bajo rendimiento en comparación con los individuos que tienen un mejor desempeño en las pruebas SABER 11 (partiendo que todos eligieron estudiar en una institución de educación superior). Para el área de matemáticas se

Figura 4.—Relación entre el resultado en las pruebas SABER 11 (2000-2006) y la probabilidad de estudiar educación, por género.^(a)



Nota:

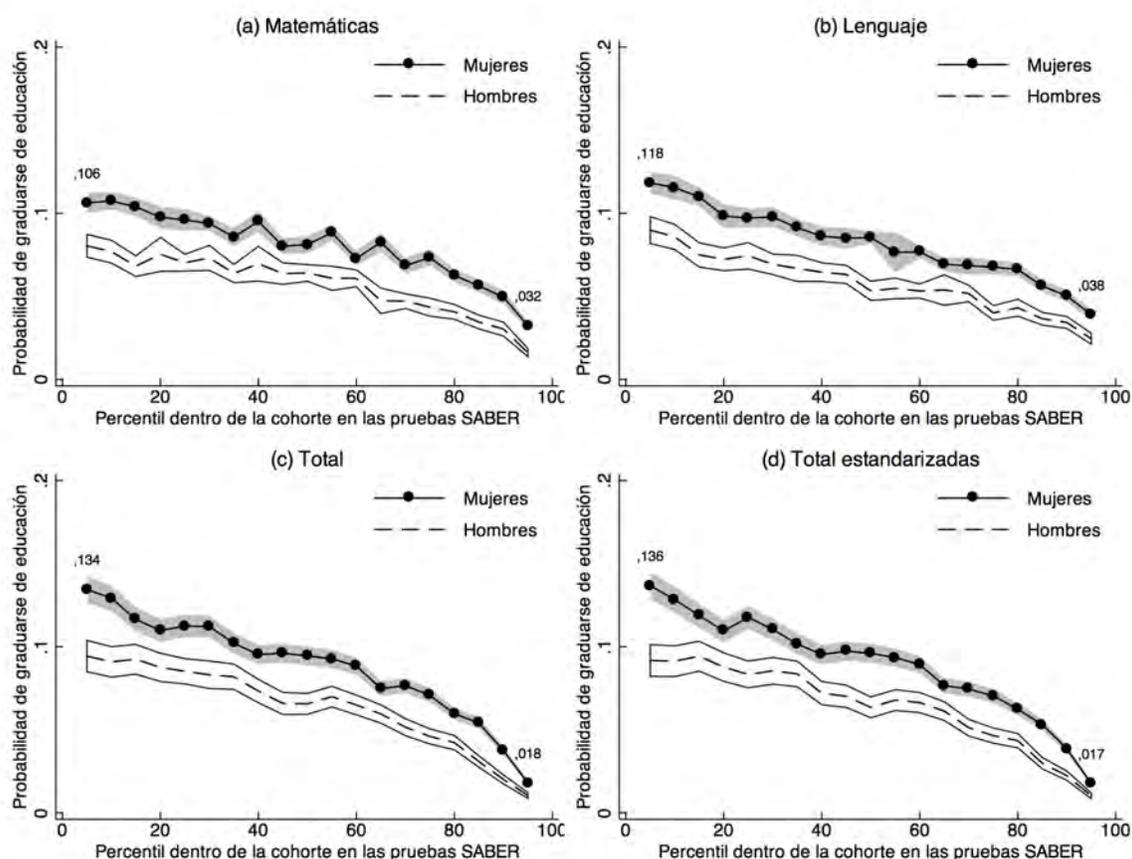
(a) Las áreas sombreadas representan intervalos a un nivel de confianza del 95 %.

Fuente: Cálculos de los autores con información del Ministerio de Educación y el ICFES.

observa que las mujeres que obtuvieron bajos resultados en las pruebas SABER 11 tienen una probabilidad de 10,7 % de estudiar educación mientras que la probabilidad de los hombres de hacer lo mismo es inferior al 10 %. En contraste, entre los individuos con alto rendimiento en las pruebas SABER 11, la probabilidad de estudiar educación es de 4,3 % en el caso de las mujeres y una probabilidad inferior para los hombres. Tendencia que se mantiene para los demás componentes analizados como se muestra en el Anexo (ver figura 8 en el Anexo).

Cuando se considera el desempeño agregado (o total) en las pruebas SABER (figura 4, paneles c y d) se puede afirmar que las mujeres con desempeño bajo (percentil 5) tienen una probabilidad 4,5 veces más alta de estudiar educación, que aquellas que obtuvieron resultados

Figura 5.—Relación entre el resultado en las pruebas SABER 11 (2000-2006) y la probabilidad de graduarse de educación, por género.^(a)



Nota:

^(a) Las áreas sombreadas representan intervalos a un nivel de confianza del 95 %.

Fuente: Cálculos de los autores con información del Ministerio de Educación y el ICFES.

altos en las pruebas (percentil 95). Nótese además, que la reducción de la probabilidad con el aumento relativo del desempeño en las pruebas SABER 11 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 estudie educación como 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 cada uno de los componentes analizados y/o los totales (figuras 4 y 8 en el Anexo). Manteniendo de igual forma la tendencia para los graduados (figuras 5 y 9).

A.2. Análisis Multivariado

Hasta este punto hemos presentado resultados de percentiles promedio y de las probabilidades de obtención de títulos superiores en educación de manera no condicionada. Aunque se han reportado algunas pruebas de hipótesis, es importante considerar la probabilidad de estudiar y/o de graduarse de educación teniendo en cuenta las características adicionales de los individuos.

El cuadro 4 presenta 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 estudia educación y 0 si estudia cualquier otra disciplina. La inclusión de las variables independientes se da para tres especificaciones diferentes. El análisis de la probabilidad de estudiar se divide en dos cuadros. El cuadro 4 se refiere al análisis de probabilidades utilizando los quintiles del puntaje obtenido en matemáticas (Columnas 1, 2, y 3) y el cuadro 5 presenta el análisis multivariado utilizando el resultado de las pruebas agregadas como indicador del rendimiento, también en tres diferentes columnas.

La especificación 1 incluye cuatro variables dummy que ubican el puntaje de cada persona en uno de los cuatro quintiles más altos en matemáticas (cuadro 4, panel 1), lenguaje (cuadro 4, panel 2) y el puntaje total (cuadro 4, panel 3). De esta manera, los coeficientes reportados corresponden al cambio en la probabilidad de estudiar educación para una persona cuyo desempeño se encuentre en uno de los quintiles reportados, en comparación con ocupar el quintil más bajo. La primera especificación (1) no incluye efectos fijos de año ni la dummy de mujer mientras la especificación 2 si los incluye. La especificación 3 por su parte agrega el resto de variables explicativas como educación de la madre, financiación para ingresar en la universidad, edad, tipo de vivienda y los efectos de año de presentación de la prueba .

En cada panel del cuadro 4 la inclusión de los efectos fijos de año y de la variable dummy de mujer no generan ningún cambio significativo en los estimativos de los parámetros de los quintiles del modelo. El coeficiente de mujer indica que las mujeres tienen en promedio una probabilidad de 3 puntos porcentuales (pp) adicionales de estudiar educación. Como el quintil excluido es el más bajo en cada caso (matemáticas en el panel 1, lenguaje en 2 y para

el puntaje total presentado en el cuadro 5), los coeficientes de las variables dummy de los quintiles se deben interpretar en relación al quintil más bajo.

La evidencia señala que la probabilidad de estudiar educación dado que el individuo ocupó el quintil de desempeño más alto en las pruebas SABER 11 en el área de matemáticas, es 2 puntos porcentuales menor que una persona ubicada en el quintil más bajo en la prueba de matemáticas. La tendencia se mantiene para las pruebas de lenguaje que, luego de controlar por todas las variables observables muestra que la probabilidad para aquellos en el quintil más alto en lenguaje, reduce la probabilidad de estudiar educación en 1 punto porcentual. De manera similar, cuando se analiza el puntaje agregado (cuadro 7), estar en el quintil más alto del puntaje total reduce la probabilidad de estudiar educación en 2.5 puntos porcentuales. Estas y todas las dummy de quintiles son económica y estadísticamente significativas, lo que aporta evidencia a favor de la hipótesis de que la probabilidad de que una persona con resultados bajos en las pruebas SABER 11 (en términos relativos a su cohorte de presentación) tenga una mayor probabilidad de obtener un título en el área de educación que quienes eligen estudiar otra disciplina. De manera similar la probabilidad de estudiar educación se reduce aún más a medida que se ocupa un quintil más alto en los diferentes componentes de la prueba.

El lector puede preguntarse que tanto la relación negativa entre pertenecer a los quintiles más altos en los puntajes en las pruebas SABER 11 y estudiar educación se mantiene para aquellos que en efecto se gradúan de las áreas de educación, y por ende tienen una mayor probabilidad de participar en el mercado. Los cuadros 6 y 7 presentan como variable dependiente la probabilidad de graduarse de educación en contraste con los graduados de otras áreas. Como se puede observar, para aquellos graduados, también, pertenecer a los quintiles más altos en las pruebas SABER 11 en matemáticas, lenguaje y el total seis componentes (cuadro 7) tienen menor probabilidad de graduarse de programas de educación, en comparación con aquellos que se gradúan de otras carreras. En otras palabras tienen más probabilidad de pertenecer a quintiles más altos quienes se gradúan de disciplinas diferentes a las de educación.

B. Discusión de Resultados: Algunas hipótesis

Los anteriores resultados contribuyen con evidencia estadística a documentar la relación entre el desempeño relativo del resultado obtenido en las pruebas de Estado, SABER 11 y las probabilidades de estudiar y/o graduarse de áreas de educación. La pregunta que surge es: ¿por qué individuos de menor estándar académico eligen desproporcionadamente estudiar carreras relacionadas con la educación y la docencia?.

La evidencia internacional sugiere que el resultado en pruebas estandarizadas de quienes después se convierten en docentes no sólo es bajo (Chevalier et al. [2007], Hanushek et al. [2005]) sino que se ha deteriorado a través del tiempo de acuerdo con los estudios de Leigh y Ryan [2008] para el caso Australiano y los realizados por Bacolod [2007] y Corcoran et al. [2004a] para Estados Unidos.

La literatura internacional, concentrada particularmente en el caso estadounidense, ha estudiado la reducción de la competencia académica de aquellos que entran en la profesión de docencia durante las últimas décadas. Los estudios de Corcoran et al. [2004a] y Corcoran et al. [2004b] muestran por ejemplo, que el percentil promedio de las docentes en pruebas estandarizadas pasó de 65 a 46 en el periodo 1970-2000. A lo anterior se le suma la baja demanda de carreras docentes, la cual ha encontrado diversas explicaciones en la literatura; una de ellas es el bajo crecimiento del salario de los docentes con relación al salario ofrecido en otras carreras. De manera similar se ha encontrado que los estudiantes más talentosos tienen oportunidad de mayores ingresos lejos de la docencia, y en particular, las mujeres, el grupo poblacional más representativo dentro del área de docencia, han encontrado oportunidades laborales más atractivas no sólo en términos salariales sino de acceso. En efecto, los resultados del estudio realizado por Bacolod [2007] sugieren que cerca del 50 % de las mujeres que se convirtieron en docentes en los años de 1940 se ubicaban en los quintiles más altos de las pruebas estandarizadas, resultado que se contrastaba con el 15 % de las estudiantes de docencia que lograron ubicarse en el quintil más alto en 1960. Así, los estudios coinciden en que la apertura de nuevas alternativas de empleo para las mujeres de mejor desempeño durante el siglo XX, y las consecuentes mejoras salariales en actividades alternas a la docencia, contribuyeron

con la reducción de la calidad de los docentes en Estado Unidos. Otro factor que también contribuyó con la desegregación ocupacional de las mujeres en la docencia, y que afectó la reducción de la calidad docente, fue, de acuerdo con Lakdawalla [2006], el cambio tecnológico con sesgo de habilidad, conclusión que es respaldada por el caso Australiano donde se observó una caída en el ranking de docencia durante el período 1983-2003, el cual pasó de 74 a 61 (Leigh y Ryan, 2008) durante dicho período. Como lo observado en el presente documento, la literatura internacional también provee evidencia que sugiere que las personas con mejores estándares académicos presentan una probabilidad más baja de estudiar para convertirse en docentes, y si lo hacen, tienden a desempeñarse en otra ocupación (Chevalier et al., 2007; Hanushek y Pace, 1995).

Una de las explicaciones a lo anterior es respaldada por la evidencia encontrada para EEUU por Hoxby y Leigh [2004], la cual sugiere que la mayor paridad en el salario con los hombres en otras ocupaciones contribuyó al desvío de mujeres hacia otras disciplinas diferentes a la docencia. La segunda hipótesis hace referencia a las instituciones o mecanismos alrededor de la profesión de ser docente, los sindicatos y las escalas de pago por ejemplo, que llevan a la compresión de la distribución de ingresos de los maestros, y que contribuyeron a la expulsión de individuos más talentosos hacia otras disciplinas. 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 docentes. Si esta competencia académica está correlacionada a través de las ocupaciones, es decir, si la competencia académica requerida en diferentes ocupaciones es valorada de manera similar, 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 la distribución de ingresos 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. Bajo este escenario, un aumento generalizado de ingresos para individuos de todas las competencias académicas en la misma ocupación atraerá trabajadores de otras ocupaciones sin que cambie la distribución de competencias entre las ocupaciones. Solamente

bajo condiciones muy específicas, un aumento de ingresos para todos los integrantes de una misma ocupación aumentará la habilidad promedio en esa ocupación.

De esta forma, si arreglos institucionales para los docentes en Colombia, tales como los escalafones, comprimen los ingresos de los docentes (sin que haya un mayor retorno por habilidad), los individuos de una más alta competencia académica no elegirán la profesión de docencia, lo cual tendría implicaciones sobre la competencia académica promedio de los docentes, comparados con otras ocupaciones. Un efecto en igual dirección ocurriría si las oportunidades laborales externas a la enseñanza mejoraran desproporcionadamente para las mujeres de mejor competencia académica. Nótese que si aumentan las oportunidades de manera similar para todas las mujeres, una proporción menor de mujeres elegirían estudiar y/o graduarse de educación, sin que necesariamente se sugiera que la competencia académica promedio de los docentes es más baja.

Bajo el marco conceptual anterior (Corcoran et al. [2004a], Corcoran et al. [2004b]), la hipótesis para EEUU sugiere que la compresión de salarios generada por los sindicatos, es un factor mucho más importante para que las mujeres de alta competencia académica no opten por una carrera en la profesión de maestra. Efecto que sería mayor a las nuevas oportunidades en otras ocupaciones originadas durante las últimas tres décadas en ese país. En el caso de Australia, Leigh y Ryan [2008] sugieren que tanto la mayor dispersión de la distribución de ingresos en otras ocupaciones así como el 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 para el caso colombiano, 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. De igual forma, la literatura documenta que también en Colombia se dió una apertura de oportunidades para las mujeres, quienes desde mediados del siglo XIX y hasta mediados del siglo XX se dedicaban principalmente a la enseñanza (Ramírez y Téllez [2006], Helg [1984]). Esto cambió durante el siglo XX

cuando surgieron nuevas ocupaciones para las mujeres de más alta competencia académica, que hicieron que estas 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 en la economía donde era menos necesaria la fortaleza física [Bacolod, 2007].

Es evidente que el salario relativo de la ocupación docente es otro factor importante para atraer a personas con mayor competencia a la profesión docente. En Estados Unidos, Australia y el Reino Unido, aunque los salarios relativos de los docentes han aumentado, el mayor crecimiento salarial se ha evidenciado en ocupaciones alternas, sugiriendo la transferencia de individuos hacia estas ocupaciones, principalmente en el caso de las mujeres. Contrario a lo que podría esperarse, uno de los estudios mostró como una subida generalizada de los salarios de los docentes tendría un efecto pequeño en los estándares académicos de quienes serían docentes [Ballou y Podgursky, 1995] debido a la mayor oferta de los mismos. No obstante, el anterior resultado debería interpretarse con cautela puesto que para Australia, Leigh [2007] encuentra una relación positiva entre aumentos en los salarios de los docentes y el percentil promedio en el puntaje de quienes deciden estudiar para ser docente.

Para el caso colombiano poco se sabe de la situación del mercado laboral docente, aparte de las condiciones favorables y mejoradas que experimentaron en la década del 90 (Ayala et al. [1999];Gaviria y Umaña [2002]), en la actualidad no se observan incentivos económicos asociados al desempeño docente, y, por el contrario se observa una compresión de salarios para los ocupados en el sector.

Uno de los pocos documentos que trata sobre los salarios de los recién graduados en Colombia, Barón [2010b] muestra que los individuos recién graduados de educación ganan un salario promedio, o un ingreso base de cotización, 28 % inferior al devengado por individuos recién graduados en economía, administración y contaduría. Así como casi 40 % menos de los recién graduados en el área de ingeniería. Así pues hay diferencias significativas en los salarios promedio de los graduados en educación y el resto.

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 (al 2009), mientras el resto tienen 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 estudiantes (graduados) en educación que tienen más bajo desempeño en las pruebas SABER 11 está comprimida respecto a la de los graduados de otras áreas (i.e., presenta menor dispersión). De hecho, la dispersión de la distribución de ingresos de los graduados en educación, entre las ocho áreas en 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, para el caso de 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 se vea reflejado en el bajo desempeño académico en las pruebas SABER 11 de quienes se graduarían de educación. De esta manera, no es del todo improbable que las personas de mayor estándar académico en la actualidad no entren en la profesión de docencia debido no sólo a las oportunidades, al salario promedio y retorno a la habilidad, sino también a la existencia de mejores en ocupaciones alternativas.

Finalmente, en la discusión sobre el efecto de la calidad de los maestros y desempeño académico del estudiante es importante tener en cuenta las características particulares de este mercado, pues muchas políticas obvian estas características limitando su capacidad para lograr el objetivo de aumentar la calidad de los docentes (Hanushek y Rivkin, 2006; [Hanushek et al., 2005]). Un ejemplo de lo anterior es la política de evaluaciones estandarizadas para los docentes en Estados Unidos, la cual, si bien asociaba los resultados del docente con incrementos salariales, no logró una mejora en la calidad de la docencia (ver Angrist y Guryan [2008] y Angrist y Guryan [2004]). Adicional a esto, en el caso Colombiano, las políticas que incentivan a los individuos más talentosos a elegir la docencia son limitadas.

V. Conclusiones

Este documento usa información de las pruebas de Estado SABER 11 y de los individuos en educación superior (estudiantes y graduados) disponible en el Ministerio de Educación para analizar el estándar académico (competencias) de los individuos (estudiantes y graduados) que eligen las áreas relacionadas con la educación. Los resultados indican que quienes eligen y se gradúan de estas áreas obtuvieron un menor desempeño en las prueba de Estado SABER 11 en el momento que la presentaron.

Los resultados presentados sugieren que en Colombia existen dificultades marcadas para atraer a personas de mejores estándares académicos a la profesión de la docencia, situación que afecta la posterior calidad de la educación. Una de las razones presentadas en la literatura, sugiere que la existencia de ocupaciones alternativas más rentables para individuos de mejores competencias académicas, particularmente mujeres, sumado a la compresión de la distribución de ingresos de los docentes, son algunos de los factores que van en detrimento del estándar académico de los que entran la profesión docente, y por ende, la calidad de la educación brindada en las instituciones. Esto último difícil de evaluar debido a la falta de información.

La literatura internacional ha documentado diferentes alternativas basado en la experiencia de muchos países cuyas opciones de política parecen aumentar la calidad de los docentes y relacionar su impacto sobre la calidad de la educación. En efecto, evidencia de Estados Unidos e Israel muestra que las remuneraciones basadas en el mérito son una alternativa eficiente financieramente para aumentar la calidad de los docentes (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 (más subjetivas, pero más generales que las basadas en resultados en pruebas académicas) (Jacob y Lefgren, 2007). Es claro que independientemente de los bonos, estos 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 et al., 2004] los cuales escasean en evidencia como para ser aplicados al caso Colombiano.

Cuadro 4.—Estimación de la relación entre el resultado de la prueba SABER 11 (2000-2007) y la probabilidad de estudiar educación, efectos marginales del modelo Probit

	Matemáticas			Lenguaje		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Puntaje SABER11 -Quintil 2 (d)	-0.0066*** (0.0006)	-0.0059*** (0.0006)	-0.0031*** (0.0006)	-0.0120*** (0.0006)	-0.0119*** (0.0006)	-0.0055*** (0.0006)
Puntaje SABER11 -Quintil 3 (d)	-0.0119*** (0.0006)	-0.0102*** (0.0006)	-0.0049*** (0.0005)	-0.0169*** (0.0006)	-0.0167*** (0.0006)	-0.0057*** (0.0006)
Puntaje SABER11 -Quintil 4 (d)	-0.0197*** (0.0006)	-0.0180*** (0.0006)	-0.0094*** (0.0006)	-0.0232*** (0.0005)	-0.0224*** (0.0005)	-0.0070*** (0.0006)
Puntaje SABER11 -Quintil 5 (d)	-0.0407*** (0.0005)	-0.0376*** (0.0005)	-0.0229*** (0.0005)	-0.0319*** (0.0005)	-0.0308*** (0.0005)	-0.0090*** (0.0006)
Mujer (d)		0.0272*** (0.0004)	0.0270*** (0.0004)		0.0296*** (0.0004)	0.0285*** (0.0004)
Edad: menor de 15 (d)			0.0072** (0.0026)			0.0067* (0.0026)
Edad: 17-18 (d)			0.0075*** (0.0006)			0.0077*** (0.0007)
Edad: mayor a 18 (d)			0.0343*** (0.0009)			0.0342*** (0.0010)
Trabajaba durante la prueba (d)			0.0014 (0.0008)			0.0017* (0.0008)
Apoyo Icetex (d)			-0.0414*** (0.0005)			-0.0415*** (0.0005)
Apoyo Académico (d)			-0.0151*** (0.0006)			-0.0147*** (0.0006)
Apoyo Financiero (d)			0.0069*** (0.0005)			0.0069*** (0.0005)
Número Hermanos			0.0053*** (0.0002)			0.0053*** (0.0002)
Hermanos Missing (d)			0.0117*** (0.0020)			0.0115*** (0.0020)
Posición entre hermanos			-0.0014*** (0.0002)			-0.0014*** (0.0002)
Vivienda Propia (d)			0.0037*** (0.0005)			0.0036*** (0.0005)
Ingreso hasta 1SM (d)			0.0124*** (0.0007)			0.0126*** (0.0007)
Ingreso entre 2-3SM (d)			-0.0133*** (0.0005)			-0.0135*** (0.0005)
Ingreso desde 3SM (d)			-0.0416*** (0.0006)			-0.0425*** (0.0006)
Educación de la Madre -Básica (d)			0.0054*** (0.0005)			0.0054*** (0.0005)
Educación de la Madre -Media (d)			-0.0067*** (0.0006)			-0.0070*** (0.0006)
Educación de la Madre -Superior (d)			-0.0244*** (0.0007)			-0.0253*** (0.0007)
Observations	1.571.059	1.569.877	1.569.877	1.571.059	1.569.877	1.569.877

Notas: Los coeficientes que se presentan corresponden a los efectos marginales. La variable dependiente del modelo toma el valor 1 si la persona ingresó a estudiar educación y 0 si lo hizo en otro programa. Errores estándar corregidos por heteroscedasticidad entre paréntesis. *, **, *** corresponden al 10%, 5% y 1% de significancia, respectivamente. Efectos de años son incluidos en las especificaciones 2 y 3. (d) implica un cambio discreta de las variables categóricas de 0 a 1.

Cuadro 5.—Estimación de la relación entre el resultado de la prueba SABER 11 (2000-2007) y la probabilidad de estudiar educación, efectos marginales del modelo Probit

	Puntaje total 6 componentes		
	(1)	(2)	(3)
Puntaje SABER11 -Quintil 2 (d)	-0.0130*** (0.0006)	-0.0128*** (0.0006)	-0.0064*** (0.0006)
Puntaje SABER11 -Quintil 3 (d)	-0.0194*** (0.0006)	-0.0186*** (0.0005)	-0.0077*** (0.0006)
Puntaje SABER11 -Quintil 4 (d)	-0.0266*** (0.0005)	-0.0250*** (0.0005)	-0.0092*** (0.0006)
Puntaje SABER11 -Quintil 5 (d)	-0.0514*** (0.0005)	-0.0486*** (0.0005)	-0.0252*** (0.0006)
Mujer (d)		0.0264*** (0.0004)	0.0268*** (0.0004)
Edad: menor de 15 (d)			0.0071** (0.0026)
Edad: 17-18 (d)			0.0065*** (0.0006)
Edad: mayor a 18 (d)			0.0317*** (0.0009)
Edad missing (d)			0.0094*** (0.0011)
Trabajaba durante la prueba (d)			0.0010 (0.0008)
Apoyo Icetex (d)			-0.0410*** (0.0005)
Apoyo Académico (d)			-0.0152*** (0.0006)
Apoyo Financiero (d)			0.0073*** (0.0005)
Número Hermanos			0.0050*** (0.0002)
Hermanos Missing (d)			0.0107*** (0.0020)
Posición entre hermanos			-0.0014*** (0.0002)
Vivienda Propia (d)			0.0034*** (0.0005)
Vivienda Propia Missing (d)			0.0175*** (0.0013)
Ingreso hasta 1SM (d)			0.0121*** (0.0007)
Ingreso entre 2-3SM (d)			-0.0131*** (0.0005)
Ingreso desde 3SM (d)			-0.0408*** (0.0006)
Educación de la Madre -Básica (d)			0.0055*** (0.0005)
Educación de la Madre -Media (d)			-0.0059*** (0.0006)
Educación de la Madre -Superior (d)			-0.0234*** (0.0007)
Observations	1.571.059	1.569.877	1.569.877

Notas: Los coeficientes que se presentan corresponden a los efectos marginales. La variable dependiente del modelo toma el valor 1 si la persona ingresó a estudiar educación y 0 si lo hizo en otro programa. Errores estándar corregidos por heteroscedasticidad entre paréntesis. *, **, *** corresponden al 10 %, 5 % y 1 % de significancia, respectivamente. Efectos de años son incluidos en las especificaciones 2 y 3. (d) implica un cambio discreta de las variables categóricas de 0 a 1.

Cuadro 6.—Estimación de la relación entre el resultado de la prueba SABER 11 (2000-2007) y la probabilidad de graduarse de educación, efectos marginales del modelo Probit

	Matemáticas			Lenguaje		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Puntaje SABER11 -Quintil 2 (d)	-0.0113*** (0.0012)	-0.0097*** (0.0012)	-0.0057*** (0.0011)	-0.0151*** (0.0013)	-0.0142*** (0.0013)	-0.0060*** (0.0012)
Puntaje SABER11 -Quintil 3 (d)	-0.0169*** (0.0012)	-0.0151*** (0.0012)	-0.0080*** (0.0011)	-0.0236*** (0.0011)	-0.0237*** (0.0011)	-0.0091*** (0.0011)
Puntaje SABER11 -Quintil 4 (d)	-0.0262*** (0.0011)	-0.0248*** (0.0011)	-0.0135*** (0.0010)	-0.0347*** (0.0011)	-0.0335*** (0.0011)	-0.0133*** (0.0011)
Puntaje SABER11 -Quintil 5 (d)	-0.0509*** (0.0010)	-0.0479*** (0.0010)	-0.0280*** (0.0010)	-0.0513*** (0.0010)	-0.0500*** (0.0010)	-0.0215*** (0.0011)
Mujer (d)		0.0209*** (0.0009)	0.0207*** (0.0008)		0.0238*** (0.0009)	0.0224*** (0.0008)
Edad: menor de 15 (d)			0.0090* (0.0041)			0.0081* (0.0041)
Edad: 17-18 (d)			0.0107*** (0.0011)			0.0103*** (0.0011)
Edad: mayor a 18 (d)			0.0460*** (0.0020)			0.0442*** (0.0020)
Trabajaba durante la prueba (d)			0.0029 (0.0018)			0.0031 (0.0018)
Actividad missing (d)			0.0073 (0.0039)			0.0070 (0.0038)
Apoyo Icetex (d)			-0.0365*** (0.0009)			-0.0367*** (0.0009)
Apoyo Académico (d)			-0.0073*** (0.0012)			-0.0071*** (0.0012)
Apoyo Financiero (d)			0.0125*** (0.0008)			0.0127*** (0.0008)
Número Hermanos			0.0046*** (0.0004)			0.0044*** (0.0004)
Posición entre hermanos			-0.0014** (0.0005)			-0.0014** (0.0005)
Vivienda Propia (d)			0.0031*** (0.0009)			0.0029** (0.0009)
Ingreso hasta 1SM (d)			0.0173*** (0.0015)			0.0171*** (0.0015)
Ingreso entre 2-3SM (d)			-0.0153*** (0.0009)			-0.0153*** (0.0010)
Ingreso desde 3SM (d)			-0.0479*** (0.0011)			-0.0484*** (0.0011)
Ingreso missing (d)			0.0410*** (0.0059)			0.0419*** (0.0059)
Educación de la Madre Básica (d)			0.0069*** (0.0011)			0.0068*** (0.0011)
Media (d)			-0.0108*** (0.0011)			-0.0106*** (0.0011)
Superior (d)			-0.0286*** (0.0011)			-0.0289*** (0.0011)
Observations	325.637	325.346	325.346	325.637	325.346	325.346

Notas: Los coeficientes que se presentan corresponden a los efectos marginales. La variable dependiente del modelo toma el valor 1 si la persona ingresó a estudiar educación y 0 si lo hizo en otro programa. Errores estándar corregidos por heteroscedasticidad entre paréntesis. *, **, *** corresponden al 10%, 5% y 1% de significancia, respectivamente. Efectos de años son incluidos en las especificaciones 2 y 3. (d) implica un cambio discreta de las variables categóricas de 0 a 1.

Cuadro 7.—Estimación de la relación entre el resultado de la prueba SABER 11 (2000-2007) y la probabilidad de graduarse de educación, efectos marginales del modelo Probit

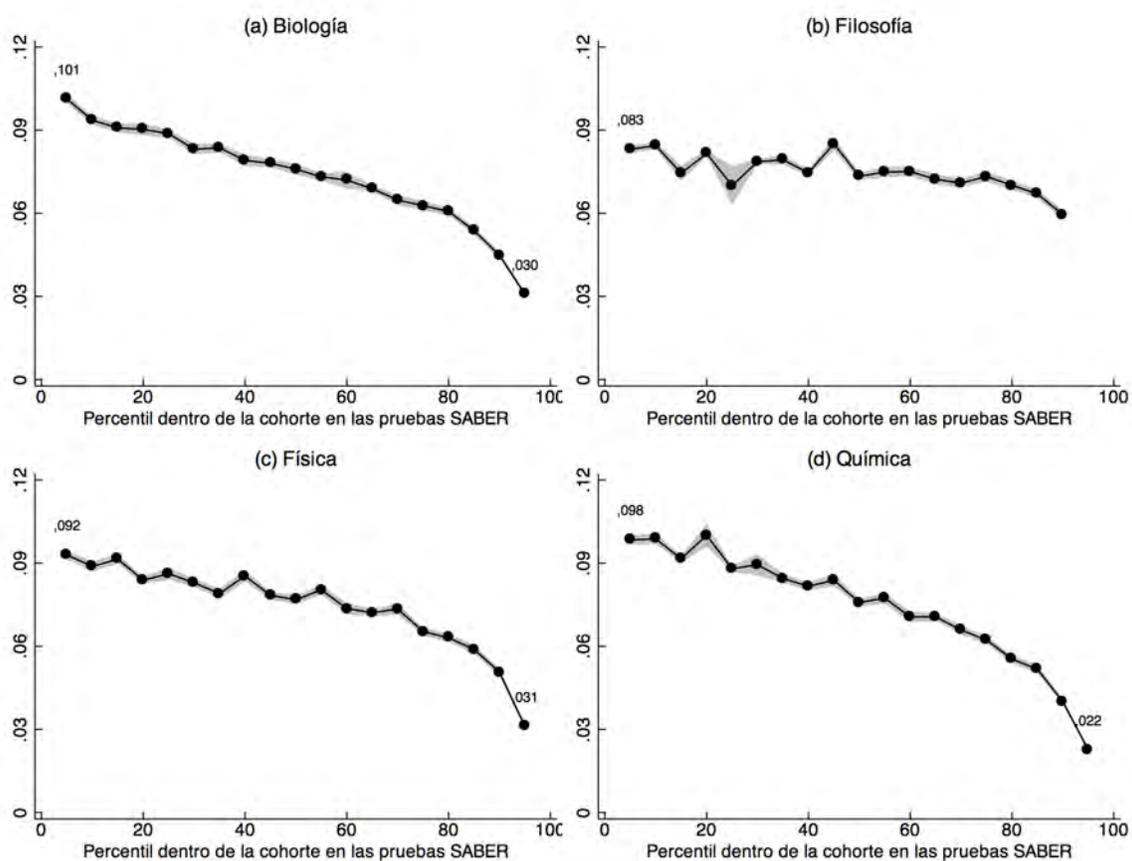
	(1)	(Total) (2)	(3)
Puntaje SABER11 -Quintil 2 (d)	-0.0137*** (0.0013)	-0.0137*** (0.0012)	-0.0058*** (0.0012)
Puntaje SABER11 -Quintil 3 (d)	-0.0232*** (0.0011)	-0.0228*** (0.0011)	-0.0096*** (0.0011)
Puntaje SABER11 -Quintil 4 (d)	-0.0366*** (0.0011)	-0.0358*** (0.0010)	-0.0165*** (0.0011)
Puntaje SABER11 -Quintil 5 (d)	-0.0729*** (0.0010)	-0.0707*** (0.0010)	-0.0384*** (0.0011)
Mujer (d)		0.0181*** (0.0009)	0.0191*** (0.0008)
Edad: menor de 15 (d)			0.0090* (0.0041)
Edad: 17-18 (d)			0.0087*** (0.0011)
Edad: mayor a 18 (d)			0.0394*** (0.0019)
Edad missing (d)			-0.0011 (0.0024)
Trabajaba durante la prueba (d)			0.0020 (0.0018)
Apoyo Icetex (d)			-0.0362*** (0.0009)
Apoyo Académico (d)			-0.0076*** (0.0011)
Apoyo Financiero (d)			0.0131*** (0.0008)
Número Hermanos			0.0040*** (0.0004)
Posición entre hermanos			-0.0013** (0.0005)
Vivienda Propia (d)			0.0027** (0.0009)
Ingreso hasta 1SM (d)			0.0160*** (0.0015)
Ingreso entre 2-3SM (d)			-0.0145*** (0.0009)
Ingreso desde 3SM (d)			-0.0451*** (0.0011)
Educación de la Madre Básica (d)			0.0070*** (0.0011)
Media (d)			-0.0087*** (0.0011)
Superior (d)			-0.0258*** (0.0011)
Observations	325.637	325.346	325.346

Notas: Los coeficientes que se presentan corresponden a los efectos marginales. La variable dependiente del modelo toma el valor 1 si la persona ingresó a estudiar educación y 0 si lo hizo en otro programa. Errores estándar corregidos por heteroscedasticidad entre paréntesis. *, **, *** corresponden al 10 %, 5 % y 1 % de significancia, respectivamente. Efectos de años son incluidos en las especificaciones 2 y 3. (d) implica un cambio discreta de las variables categóricas de 0 a 1.

Appendices

A. Apéndice A

Figura 6.—Relación entre el resultado en las pruebas SABER 11 (2000-2006) y la probabilidad de graduarse de educación.^(a)

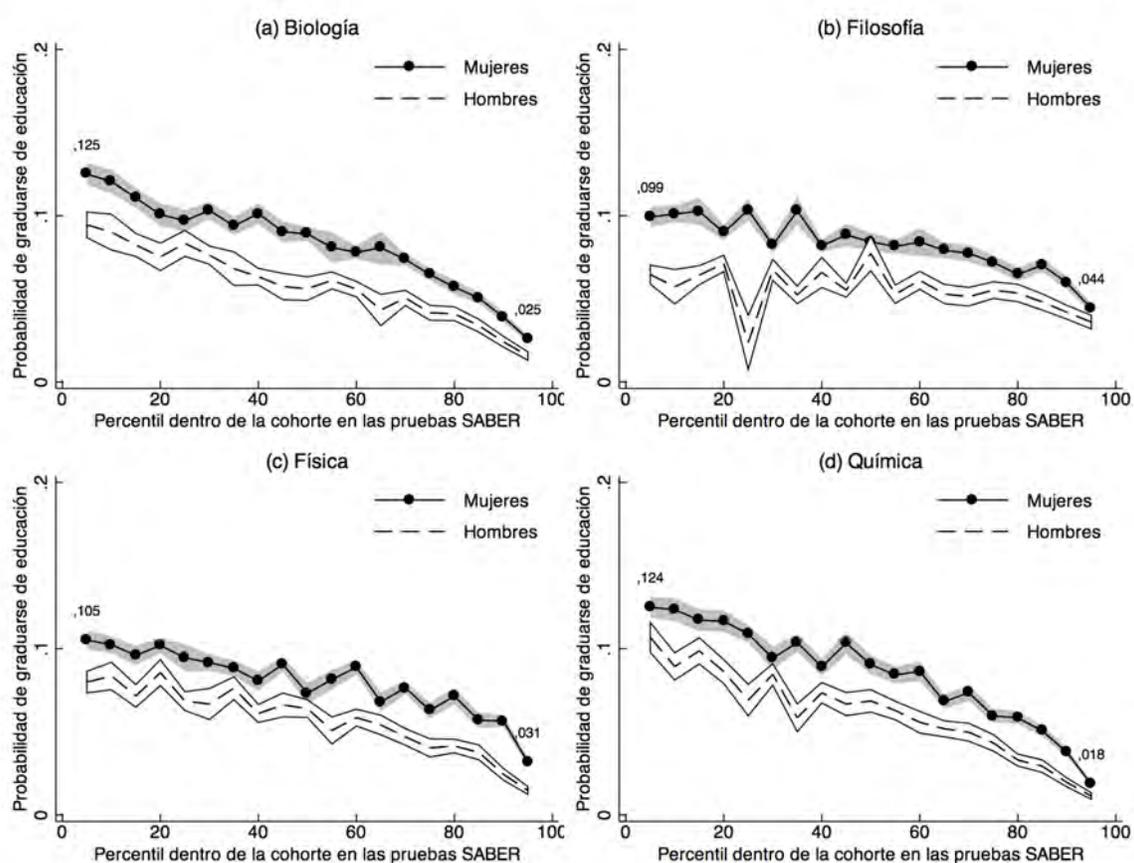


Nota:

^(a) Las áreas sombreadas representan intervalos a un nivel de confianza del 95 %.

Fuente: Cálculos de los autores con información del Ministerio de Educación y el ICFES.

Figura 7.—Relación entre el resultado en las pruebas SABER 11 (2000-2006) y la probabilidad de graduarse de educación.^(a)

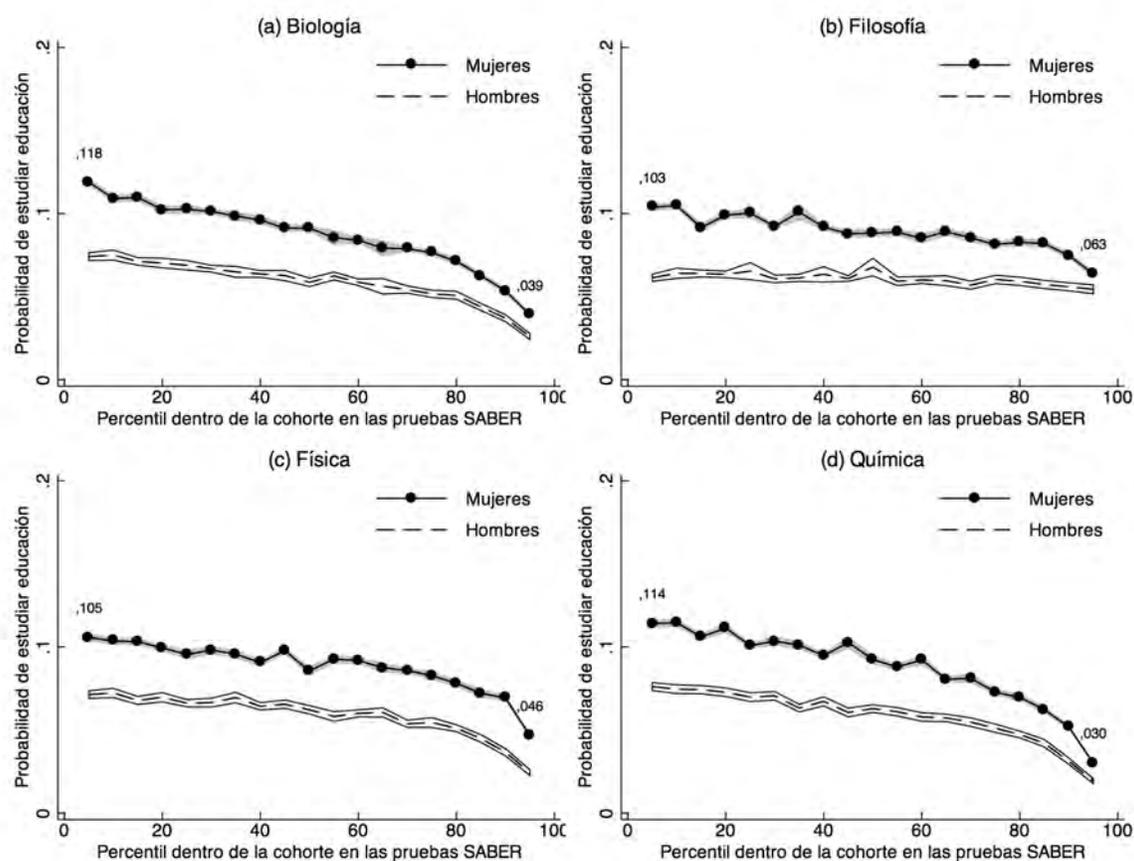


Nota:

^(a) Las áreas sombreadas representan intervalos a un nivel de confianza del 95 %.

Fuente: Cálculos de los autores con información del Ministerio de Educación y el ICFES.

Figura 8.—Relación entre el resultado en las pruebas SABER 11 (2000-2006) y la probabilidad de estudiar educación, por género.^(a)

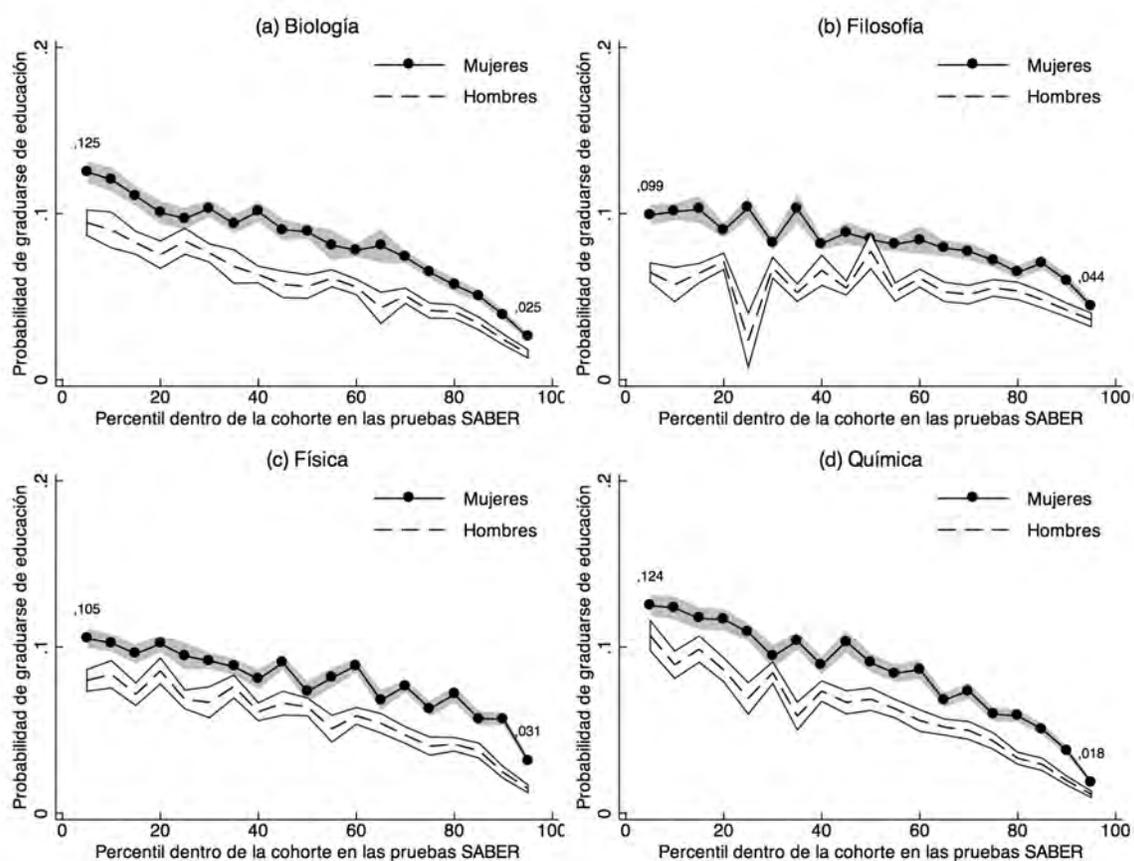


Nota:

^(a) Las áreas sombreadas representan intervalos a un nivel de confianza del 95 %.

Fuente: Cálculos de los autores con información del Ministerio de Educación y el ICFES.

Figura 9.—Relación entre el resultado en las pruebas SABER 11 (2000-2006) y la probabilidad de graduarse de educación, por género.^(a)



Nota:

(a) Las áreas sombreadas representan intervalos a un nivel de confianza del 95%.

Fuente: Cálculos de los autores con información del Ministerio de Educación y el ICFES.

Referencias

- Angrist, J. D. y Pischke, J. (2004). Teacher Testing, Teacher Education, and Teacher Characteristics, *American Economic Review*, 94(2):241–246.
- (2008). Does Teacher Testing Raise Teacher Quality? Evidence From State Certification Requirements, *Economics of Education Review*, 27(5):483–503.
- Ayala, U., Soto, C. y Hernández, L. (1999). La remuneración y el mercado de trabajo de los maestros públicos en Bogotá, *Coyuntura Social*, 20:83–122.
- 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*, 89(4):737–751.
- Ballou, D. y Podgursky, M. (1995). Recruiting Smarter Teachers, *Journal of Human Resources*, 30(2):326–338.
- Banco Mundial (2009), La calidad de la educación en Colombia: un análisis y algunas opciones para un programa de política, Documento del Banco Mundial, Colombia, Unidad de Gestión del Sector de Desarrollo Humano, Oficina Regional de América Latina y el Caribe.
- Barón, J. D. (2010a). La brecha de rendimiento académico de Barranquilla, *Documentos de Trabajo Sobre Economía Regional*, 137, Centro de Estudios Económicos Regionales (CEER), Banco de la República, Sucursal Cartagena.
- (2010b). Primeras experiencias laborales de los profesionales colombianos: probabilidad de empleo formal y salarios, *Documentos de Trabajo Sobre Economía Regional*, 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*, 68:121–144.
- Bonilla, L. (2010). Doble jornada escolar y calidad de la educación en Colombia, *Documentos de Trabajo Sobre Economía Regional*, 143, Centro de Estudios Económicos Regionales (CEER), Banco de la República, Sucursal Cartagena.
- Bonilla, L. y Galvis, L. (2011), Profesionalización docente: determinantes e impacto sobre la calidad de la educación escolar en Colombia, mimeo, Centro de Estudios Económicos Regionales (CEER), Banco de la República, Sucursal Cartagena.
- Borjas, G. J. (1987). Self-Selection and the Earnings of Immigrants, *The American Economic Review*, 77(4):531–553.
- Brewer, D. J. (1996). Career Paths and Quit Decisions: Evidence from Teaching, *Journal of Labor Economics*, 14(2):313–39.
- Caro, B. (2000). Factores asociados al logro académico de los alumnos de 3º y 5º de primaria en Bogotá, *Coyuntura Social*, 22:65–80.

- Castaño, E. (1998). El efecto colegio sobre la variabilidad del rendimiento en matemáticas, *Lecturas de Economía*, 49:49–57.
- Chevalier, A., Dolton, P. y McIntosh, S. (2007). Recruiting and Retaining Teachers in the UK: An Analysis of Graduate Occupation Choice from the 1960s to the 1990s, *Economica*, 74(293):69–96.
- Corcoran, S. P., Evans, W. N. y Schwab, R. M. (2004a). Changing Labor-Market Opportunities for Women and the Quality of Teachers, 1957-2000, *American Economic Review*, 94(2):230–235.
- (2004b). Women, the Labor Market, and the Declining Relative Quality of Teachers, *Journal of Policy Analysis and Management*, 23(3):449–470.
- De Paola, M. (2009). Does Teacher Quality Affect Student Performance? Evidence From An Italian University, *Bulletin of Economic Research*, 61(4):353–377.
- Eide, E., Goldhaber, D. y Brewer, D. (2004). The Teacher Labour Market and Teacher Quality, *Oxford Review of Economic Policy*, 20(2):230–244.
- Gaviria, A. y Barrientos, J. (2001a). Características del plantel y calidad de la educación en Bogotá, *Coyuntura Social*, 25:81–98.
- (2001b). Determinantes de la calidad de la educación en Colombia, *Archivos de Economía*, 159, Departamento Nacional de Planeación, Dirección de Estudios Económicos, Bogotá, Colombia.
- Gaviria, A. y Umaña, C. (2002). Estructura salarial de los docentes públicos en Colombia, *Coyuntura Social*, 26:103–120.
- Goldhader, D. D., Brewer, D. J. y Anderson, D. J. (1999). A Three-way Error Components Analysis of Educational Productivity, *Education Economics*, 7(3):199–208.
- Gonzales, P., Williams, T., Jocelyn, L., Roey, S., Kastberg, D. y Brenwald, S. (2008), *Highlights From TIMSS 2007: Mathematics and Science Achievement of U.S. Fourth- and Eighth-Grade Students in an International Context (NCES 200901 Revised)*, National Center for Education Statistics, Institute of Education Sciences, U.S. Department of Education, Washington, DC.
- Greenwald, R., Hedges, L. V. y Laine, R. D. (1996). The Effect of School Resources on Student Achievement, *Review of Educational Research*, 66(3):361–396.
- Hanushek, E., Kain, J., Orien, D. y Rivkin, S. (2005), The Market for Teacher Quality, NBER Working Paper Series 11154, National Bureau of Economic Research.
- Hanushek, E. y Pace, R. R. (1995). Who Chooses to Teach (and Why)?, *Economics of Education Review*, 14(2):101–17.
- Hanushek, E. A. (1989). The Impact of Differential Expenditures on School Performance, *Educational Researcher*, 18(4):45–62.

- (1992). The Trade-Off between Child Quantity and Quality, *Journal of Political Economy*, 100(1):84–117.
- Hanushek, E. A. y Rivkin, S. G. (2006), Teacher Quality, en E. Hanushek y F. Welch, eds., *Handbook of the Economics of Education*, tomo 2, capítulo 18, págs. 1051–1078, Elsevier.
- Hanushek, E. A. y Woessmann, L. (2011), The Economics of International Differences in Educational Achievement, en E. A. Hanushek, S. Machin y L. Woessmann, eds., *Handbook of the Economics of Education*, tomo 3, capítulo 2, págs. 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, págs. 111–134, Planeta, Bogotá, Colombia.
- Hoxby, C. M. y Leigh, A. (2004). Pulled Away or Pushed Out? Explaining the Decline of Teacher Aptitude in the United States, *American Economic Review*, 94(2):236–240.
- Jacob, B. y Lefgren, L. (2007). Principals as Agents: Subjective Performance Assessment in Education, *Journal of Labor Economics*, 26(1):101–136.
- Lakdawalla, D. (2006). The Economics of Teacher Quality, *Journal of Law and Economics*, 49(1):285–329.
- Lavy, V. (2009). Performance Pay and Teachers' Effort, Productivity, and Grading Ethics, *American Economic Review*, 99(5):1979–2011.
- Leigh, A. (2007), Teacher Pay and Teacher Aptitude, Research School of Social Sciences, Australian National University, Canberra, Australia.
- Leigh, A. y Ryan, C. (2008). How and Why Has Teacher Quality Changed in Australia?, *Australian Economic Review*, 41(2):141–159.
- OECD (2010), *PISA 2009 Results: What Students Know and Can Do-Student Performance in Reading, Mathematics and Science (Volume I)*, OECD.
- Ramírez, M. T. y Téllez, J. P. (2006). La educación primaria y secundaria en Colombia en el siglo XX, *Borradores de Economía*, 379, Banco de la República, Bogotá.
- Rangel, C. y Lleras, C. (2010). Educational Inequality in Colombia: Family Background, School Quality and Student Achievement in Cartagena, *International Studies in Sociology of Education*, 20(4):291–317.
- Rivkin, S. G., Hanushek, E. A. y Kain, J. F. (2005). Teachers, Schools, and Academic Achievement, *Econometrica*, 73(2):417–458.
- Rockoff, J. E. (2004). The Impact of Individual Teachers on Student Achievement: Evidence from Panel Data, *American Economic Review*, 94(2):247–252.
- Roy, A. D. (1951). Some Thoughts on the Distribution of Earnings, *Oxford Economic Papers*, 3(2):135–46.

- Sarmiento, A., Becerra, L. y González, J. I. (2000). La incidencia del plantel en el logro educativo del alumno y su relación con el nivel socioeconómico, *Coyuntura Social*, 22:53–63.
- Steiner, R., Nunez, J., Cadena, X. y Pardo, R. (2002). ¿Cuáles colegios ofrecen mejor educación en Colombia?, *Coyuntura Social*, 26:59–101.
- Strauss, R. P. y Sawyer, E. A. (1986). Some New Evidence on Teacher and Student Competencies, *Economics of Education Review*, 5(1):41–48.