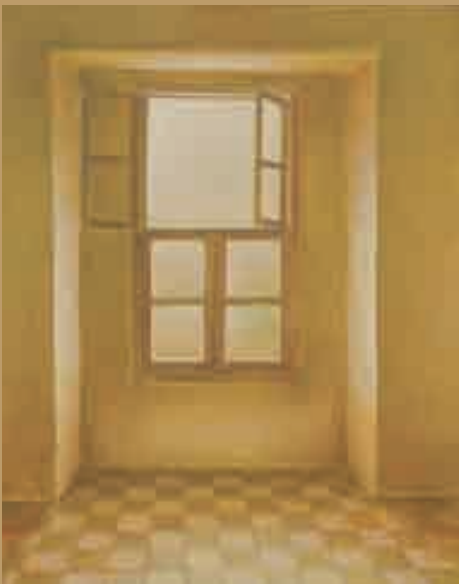


ANDRÉS SÁNCHEZ JABBA
ANDREA OTERO CORTÉS
(EDITORES)

Educación y desarrollo regional en Colombia



Colección de Economía Regional
Banco de la República



Carlota Cecilia Delgado Arjona. *Ventana*.

La educación es uno de los mecanismos más efectivos al momento de reducir las desigualdades regionales. Disminuye la pobreza, promueve la movilidad social, aumenta los salarios y reduce la violencia y los embarazos adolescentes, entre otros factores que llevan a un mayor desarrollo económico. Durante los últimos años la cobertura educativa en Colombia ha alcanzado niveles relativamente altos, logrando una convergencia con respecto a los referentes internacionales. No obstante, en materia de calidad educativa aún queda mucho por hacer, como se evidencia en los resultados obtenidos por los estudiantes colombianos en pruebas internacionales estandarizadas. Buscando indagar por los factores explicativos de las limitaciones en la calidad educativa, este libro analiza aspectos que tienen un impacto directo sobre el desempeño de los estudiantes, como la jornada escolar y la calidad docente. Con base en los resultados presentados, se espera que las políticas de desarrollo territorial incorporen a la educación como uno de los ejes fundamentales del desarrollo económico, entendiendo que la inversión en la calidad educativa conlleva mayores retornos sociales y económicos, contribuyendo así a reducir las disparidades regionales.



Educación y desarrollo regional en Colombia



Colección de Economía Regional
Banco de la República

Andrés Sánchez Jabba
Andrea Otero Cortés
(Editores)

Educación y desarrollo regional en Colombia



Colección de Economía Regional
Banco de la República

Educación y desarrollo regional en Colombia / Leonardo Bonilla

Mejía y otros. -- Editores Andrés Sánchez Jabba, Andrea

Otero. – Bogotá : Banco de la República, 2014.

292 páginas : mapas ; 17 x 23 cm. -- (Colección economía regional)

Incluye índice de contenido.

ISBN 978-958-664-285-9

1. Educación - Colombia 2. Desarrollo educativo - Colombia 3. Formación profesional de maestros - Colombia 4. Calidad de la Educación - Colombia 5. Desarrollo regional - Colombia I. Bonilla Mejía, Leonardo, autor II. Sánchez Jabba, Andrés, autor III. Barón, Juan D., autor IV. Galvis, Luis Armando, autor V. Cepeda Emiliani, Laura, autora VI. Meisel Roca, Adolfo, 1954- , autor VII. Otero, Andrea, editora VIII. Serie.

378.9861 cd 21ed.

A1447229

CEP-Banco de la República-Biblioteca Luis Ángel Arango

Número de edición

Banco de la República

Julio de 2014

ISBN: 978-958-664-285-9

Diseño de portada

Banco de la República

Pintura de la portada

“La ventana”

Carlota Cecilia Delgado Arjona

Diseño de interiores y corrección de estilo

Banco de la República

Armada electrónica y finalización de arte

Alejandro Medina

Derechos reservados

Banco de la República

Impresión

Editorial Nomos S. A.

Bogotá, D. C., Colombia.

CONTENIDO

IX	PRÓLOGO
1	DOBLE JORNADA ESCOLAR Y CALIDAD DE LA EDUCACIÓN EN COLOMBIA Leonardo Bonilla Mejía
57	ETNIA Y RENDIMIENTO ACADÉMICO EN COLOMBIA Andrés Sánchez Jabba
101	BILINGÜISMO EN COLOMBIA Andrés Sánchez Jabba
129	DESEMPEÑO RELATIVO DE LOS GRADUADOS EN EL ÁREA DE EDUCACIÓN EN EL EXAMEN DE ESTADO DEL ICFES Juan D. Barón Leonardo Bonilla Mejía
159	PROFESIONALIZACIÓN DOCENTE Y CALIDAD DE LA EDUCACIÓN ESCOLAR EN COLOMBIA Leonardo Bonilla Mejía Luis Armando Galvis
211	DESIGUALDADES EN LA DISTRIBUCIÓN DEL NIVEL EDUCATIVO DE LOS DOCENTES EN COLOMBIA Luis Armando Galvis Leonardo Bonilla Mejía
235	¿FUGA INTERREGIONAL DE CEREBROS? EL CASO COLOMBIANO Laura Cepeda Emiliani
259	EL SUEÑO DE LOS RADICALES Y LAS DESIGUALDADES REGIONALES EN COLOMBIA: LA EDUCACIÓN DE CALIDAD PARA TODOS COMO POLÍTICA DE DESARROLLO TERRITORIAL Adolfo Meisel Roca

PRÓLOGO

Existe un consenso en que la inversión en capital humano, particularmente en la educación, conlleva importantes beneficios, tanto individuales como colectivos. Invertir en educación permite aumentar los salarios, favorece la movilidad social, reduce la desigualdad y tiene efectos disuasivos sobre la criminalidad y el embarazo adolescente. Se trata, entonces, de una de las formas más eficaces para incentivar el crecimiento y desarrollo económico.

Durante las últimas décadas Colombia alcanzó logros importantes en materia de cobertura escolar, logrando una convergencia con respecto a los referentes internacionales. No obstante, en cuanto a la calidad aún queda mucho por hacer, como se evidencia en los resultados obtenidos por los estudiantes en pruebas internacionales estandarizadas. Por ejemplo, en la prueba PISA de 2012 (*Programme for International Student Assessment*) el promedio nacional se ubicó en el puesto 56 en el área de lectura; en el 62 en matemáticas, y en el 60 en ciencias, entre un grupo de 65 países.

Lo más preocupante de esta situación radica en que la calidad educativa explica la mayor parte de la divergencia en el ingreso per cápita, tanto internacional como interregional. De hecho, Eric A. Hanushek demuestra que la asistencia escolar explica una cuarta parte de las variaciones en el crecimiento económico de largo plazo. Sin embargo, al incluir las habilidades cognitivas, medidas a través de los resultados en la pruebas PISA, se explican tres cuartas partes de la variación en el ingreso regional. Incluso, cuando se incluyen las dos medidas al tiempo, la asistencia escolar deja de tener un efecto significativo.

De acuerdo con la literatura internacional, el rezago en el nivel del capital humano de Colombia permite pronosticar que el crecimiento económico de largo

plazo se verá limitado por la falta de habilidades de la fuerza laboral. Más allá de lo anterior, Colombia no solo se encuentra rezagada en este aspecto, sino que dentro del país existen amplias desigualdades en su distribución, las cuales podrían incidir sobre las posibilidades de algunas regiones colombianas para alcanzar tasas de crecimiento económico que permitan lograr una convergencia cierta paridad regional en el ingreso.

Y es que dichas disparidades son evidentes: en 2010 el PIB per cápita del Chocó fue solo el 20% del de Bogotá; y el de la región Caribe fue el 42%. Igualmente, el índice de necesidades básicas insatisfechas (NBI) en la costa Caribe asciende a 49%, mientras que en Bogotá es de 9,2% y en los Andes orientales y occidentales es de 27,8% y 18,6%, respectivamente. Estas desigualdades también se presentan al analizar el indicador más básico de capital humano: el analfabetismo, que en el Caribe asciende a 20%, en tanto que en Bogotá es de 6,4% y en las otras dos regiones es de 13% y 11%, respectivamente.

Por las razones expuestas, el Centro de Estudios Económicos Regionales (CEER) del Banco de la República sintió la necesidad de preparar un libro sobre la calidad de la educación en Colombia, cuyo objetivo principal consiste en indagar por los factores que explican el rezago educativo, con el propósito de estimular un debate académico sobre el tema e invitar a considerar cómo la inversión en este rubro permitiría reducir las disparidades regionales.

Entre los resultados se encuentra que los estudiantes de jornada escolar completa tienen un rendimiento académico superior al de sus compañeros de media jornada. Asimismo, los profesionales que ejercen la docencia suelen ser aquellos con un bajo desempeño académico al momento de culminar sus estudios de educación media. Este último resultado es en particular preocupante, pues uno de los capítulos del libro demuestra que la calidad docente incide de manera significativa sobre el rendimiento académico de los estudiantes. Precisamente, una de las investigaciones encontró que la baja calidad docente ha redundado en bajo nivel de bilingüismo entre los estudiantes colombianos, lo que podría limitar el crecimiento económico de largo plazo, pues se restringe la capacidad del país para estrechar vínculos comerciales y culturales con otros países.

El análisis docente va más allá, pues se muestra que estos no solo son aquellos de bajo logro académico durante sus estudios bachilleres, sino que su distribución espacial está determinada por los ingresos regionales. Específicamente, en Bogotá y la región Andina se localizan docentes con mayor preparación, medida con sus estudios de posgrado, mientras que en la periferia, concretamente en la costa Caribe y el Pacífico, se hallan docentes con bajo nivel de capital humano.

Además, el libro muestra otro tipo de factores que contribuyen a aumentar las desigualdades. Por ejemplo, se observa cómo la mayoría de los beneficiarios de los programas beca-crédito de Colfuturo se localizan en Bogotá al regresar al país luego de haber finalizado sus programas de posgrado en el exterior, lo que

significa una fuga interregional de capital humano, pues una proporción para nada despreciable de los que retornan son oriundos de la provincia.

Un análisis de los estudiantes que pertenecen a algunas minorías étnicas revela que estos enfrentan desventajas académicas basadas en su entorno socioeconómico, en especial como consecuencia de los menores niveles educativos de sus padres. También, influyen en ellos variables no observables, relacionadas con la motivación, la autoestima y el componente lingüístico. Dichos estudiantes suelen localizarse en la periferia colombiana, donde la brecha académica con respecto a los no étnicos tiende a hacerse mayor.

Con base en las desigualdades en la calidad educativa de Colombia, el último capítulo, escrito por Adolfo Meisel, propone una serie de inversiones en el capital humano de las regiones rezagadas. Estas no solo permitirían cerrar las disparidades regionales en el ingreso, mediante el incremento en las oportunidades para los habitantes de la periferia, sino que son financieramente factibles e implican un bajo riesgo.

A partir de los resultados presentados, se espera que las políticas de desarrollo territorial incorporen a la educación como uno de los ejes fundamentales del desarrollo económico, entendiendo que la inversión en la calidad educativa conlleva mayores retornos sociales y económicos.

DOBLE JORNADA ESCOLAR Y CALIDAD DE LA EDUCACIÓN EN COLOMBIA

Leonardo Bonilla Mejía

Economista del Centro de Estudios Económicos Regionales (CEER) del Banco de la República, sucursal Cartagena. El autor agradece la valiosa colaboración de José Mola durante la elaboración del presente capítulo, así como los comentarios de Adolfo Meisel, Luis Armando Galvis, Juan David Barón, María Aguilera, Laura Cepeda, Andrea Otero y Andrés Sánchez. Agradece además a Luis Fernando Toro, Adriana Useche, Martha Lucía Franco y Jesús Mejía por la información suministrada y las entrevistas concedidas, y a los asistentes de los seminarios del Icfes y Fedesarrollo. Sus opiniones no comprometen al Banco de la República ni a su Junta Directiva.

Actualmente, menos del 18% de los jóvenes colombianos asiste a clase durante la jornada completa. Pese a la creciente evidencia internacional de que las medias jornadas escolares reducen la calidad de la educación y aumentan la exposición a distintos factores de riesgo, y que la calidad de la educación es uno de los principales determinantes del crecimiento económico y del desarrollo, resulta preocupante apreciar que la jornada escolar es un tema que apenas ocupa un lugar en el debate sobre la educación en el país. Peor aún, el argumento central para preservar este esquema de doble jornada sigue siendo el mismo desde hace casi cincuenta años: hay serios problemas de cobertura y los recursos son insuficientes.

En la década de los noventa se había llegado a un consenso acerca de la necesidad de volver a una única jornada diurna. De hecho, siguiendo las recomendaciones de la Misión de Sabios, en la Ley General de Educación de 1994, actualmente vigente, se estableció que la educación escolar se debe impartir en una única jornada diurna. Los proyectos de implementación, sin embargo, no comenzaron a reglamentarse e implementarse sino varios años después y se abandonaron en el año 2002. Dado que la actual política educativa tiene por objetivo central mejorar la calidad, y los problemas de deserción escolar, delincuencia juvenil y embarazos adolescentes son cada vez más graves, se considera que es hora de retomar este tema.

El principal objetivo del presente capítulo es mostrar que en Colombia la doble jornada escolar tiene efectos negativos sobre la calidad de la educación. Para esto se estima el efecto local promedio del tratamiento a partir de regresiones con variables instrumentales. Los resultados son consistentes con la evidencia internacional más reciente: estudiar en jornada completa tiene un impacto positivo sobre los resultados académicos, en especial cuando se compara con los estudiantes de la jornada de la tarde. Además de estimar el impacto sobre los rendimientos académicos, se aproximan los costos fijos de implementar una única jornada diurna en Colombia. Se trata, sin duda, de una suma considerable, pero alcanzable, si se compara con el presupuesto de inversión de otras áreas.

El documento consta de seis secciones. En la primera se hace una revisión de la bibliografía relacionada con el debate internacional en torno a la jornada escolar. En la segunda se hace un recuento de la evolución de la jornada escolar en Colombia y de la legislación vigente. En la tercera sección se hace un perfil de los estudiantes de las distintas jornadas, poniendo en evidencia que estudiar en jornada completa es un privilegio en Colombia. En la siguiente se presentan los resultados de los distintos ejercicios realizados con los datos de las pruebas Saber

11 de 2009. En la quinta se estiman los costos fijos de implementar una única jornada en el país. La última sección corresponde a las conclusiones.

1. EL DEBATE DE LA JORNADA ESCOLAR

El tema de la doble jornada escolar se debe entender en el contexto de la presencia de importantes restricciones presupuestales y de la voluntad de reducir las falencias en la oferta educativa. Además, se debe partir de una percepción general: las medias jornadas ofrecen un servicio de menor calidad, y que la calidad es tanto o más importante que la cantidad en cuanto al impacto de la educación sobre el crecimiento y el desarrollo (Hanushek y Kimko, 2000; Barro, 2001). Hay varios dilemas que se deben tener en cuenta en este debate: ¿es preferible tener jornada completa o alcanzar coberturas más altas? ¿Es preferible tener jornada completa o tener mejores instalaciones físicas? En un plano más amplio, también se debe pensar en la participación del presupuesto dedicado a la educación: ¿Es preferible tener jornada completa o garantizar otros derechos como la seguridad y el acceso a los servicios de salud?

Los argumentos de quienes defienden las dobles jornadas están expuestos de manera organizada en Bray (2000) y Linden (2001); la implementación de la doble jornada escolar es una política que puede ser útil por las siguientes razones: 1) incrementa la eficiencia, aumentando el número de alumnos por profesor y dando mayor uso a la infraestructura física; 2) expande la oferta educativa; 3) permite incrementar los ingresos de los profesores, si es que estos son bajos, pagando un adicional por la segunda jornada; 4) reduce los costos de oportunidad de los jóvenes de asistir a la escuela, ya que les permite trabajar, y 5) disminuye la cantidad de niños por salón. En cuanto a la percepción que existe acerca de las diferencias en calidad, Linden (2001) cita algunos estudios que apoyan las siguientes dos hipótesis: 1) los estudiantes en media jornada tienen menos horas de clase. Sin embargo, en el mundo hay una gran heterogeneidad en las horas totales de clase y lo que verdaderamente importa es el tiempo dedicado al estudio por parte de los alumnos, mas no el tiempo de instrucción (Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico [OCDE], 1998 y 2000); 2) una vez se controla por la situación sociodemográfica, no hay diferencias importantes en resultados académicos entre jornadas (Herrán y Rodríguez, 2000).

Varios de los puntos enumerados han sido controvertidos; a continuación se mencionan algunos de estos estudios. Para comenzar, Linden (2001) muestra que las medias jornadas escolares solo reducen los costos laborales si se emplea la misma planta de docentes en las dos jornadas, y si los honorarios adicionales que se pagan no corresponden a otro salario completo (por ejemplo, en Senegal se paga un 25% adicional). Como evidencia de lo anterior, Bray (2000) hace alusión a los casos de Hong Kong y Singapur, y Linden (2001) al de Zimbabue, donde

prácticamente no se registran ahorros, dado que en la segunda jornada se emplea una planta docente completamente diferente. Nótese que este también es el caso de Colombia, por lo que valdría la pena preguntarse hasta qué punto la doble jornada le ha representado al país ahorros reales en términos de costos en docentes.

En cuanto a la relación entre el tiempo de clase y los resultados académicos, lo primero que debe decirse es que se trata de una asociación que parece cada vez más aceptada y cuyas implicaciones ganan terreno en el diseño de las políticas educativas. En los Estados Unidos, por ejemplo, la discusión que siguió a la publicación del informe “Una nación en riesgo” (Comisión Nacional para la Excelencia en la Educación, 1983), llevó a ampliar la jornada a siete horas diarias y el calendario escolar a 180 días al año. Este tema se ha retomado durante los últimos años por la propuesta educativa del primer gobierno de Barack Obama que buscaba mayores ampliaciones. En varios países de Europa también hubo reformas de esta naturaleza durante los años ochenta —véase, por ejemplo, Fernández (2001) para el caso español—. Con respecto a la evidencia empírica, hay posiciones encontradas. Entre los estudios que se preocupan por el número de días de clase en el año, Card y Krueger (1992), Heckman, Layne-Farrar y Todd (1996), y Lee y Barro (2001) encuentran efectos insignificantes. En otros estudios, como el de Pischke (2007), quien controla por la heterogeneidad no observada, se encuentran efectos significativos en cuanto a repitencia y deserción escolar. En estudios cuya unidad de tiempo son las horas de clase totales, Fuller (1987) y más recientemente Lavy (2010), quien también modela la heterogeneidad no observada, encuentran efectos positivos en los resultados académicos.

Con respecto a la doble jornada escolar, uno de los casos más estudiados es el de Chile, cuya reforma de 1997 incrementó en un 30% la jornada escolar, y acabó con las medias jornadas escolares de manera gradual. En Valenzuela (2005) y García (2006) se muestra que esta reforma tuvo impactos positivos sobre los resultados académicos, sobre todo entre los receptores de *vouchers* educativos. En Kruger y Berthelon (2009) se encuentra que la reforma redujo, además, la tasa de embarazos adolescentes. En Pires y Urzúa (2010), por su parte, se halla que la jornada completa tiene efectos positivos sobre las pruebas estandarizadas, la tasa de deserción y las capacidades cognitivas y socioafectivas, además de reducir las probabilidades de embarazo adolescente y de ser arrestado antes de los 25 años. No se encuentran, sin embargo, efectos significativos sobre la probabilidad de trabajo y sobre salarios en la edad adulta. De acuerdo con los autores, los beneficios de la reforma educativa de 1997 fueron mayores entre los receptores de *vouchers* educativos y entre los estudiantes que, en ausencia de reforma, hubieran asistido en la jornada de la tarde, lo que confirma que es mejor estudiar por la mañana.

Otra de las razones por las cuales las medias jornadas pueden ir en contra de la calidad es que en algunos países se ha encontrado que los profesores de estas instituciones, y en particular los de la tarde, tienden a estar menos preparados, y

a ausentarse más (Linden, 2001). La jornada única tiene, además, otras ventajas para los alumnos: el almuerzo está garantizado y se reduce el tiempo de exposición a diferentes factores de riesgo, entre los cuales están los embarazos adolescentes y la delincuencia juvenil. Aparte del tiempo adicional de instrucción, estos últimos son dos de los mecanismos por los cuales algunos de los estudios citados suponen que la jornada puede tener efectos sobre los resultados académicos y otras variables como las mencionadas. En la siguiente sección se describe la evolución de la jornada escolar de Colombia desde los años sesenta.

2. LA JORNADA ESCOLAR EN COLOMBIA

De acuerdo con el Ministerio de Educación Nacional (MEN, 1998), la doble jornada escolar existe en Colombia desde los años sesenta, cuando el gobierno nacional autorizó por primera vez el funcionamiento de “secciones paralelas de bachillerato” en las cinco ciudades principales (Decreto 455 de 1965) y con posterioridad amplió la medida a todos los planteles del país (Decreto 280 de 1966). En un principio se permitió que los profesores dictaran en ambas jornadas, siempre y cuando se garantizara el cumplimiento de las obligaciones; una doble contratación con el Estado todavía estaba permitida en ese momento. En el Decreto 580 de 1965 también se autorizaron las jornadas nocturnas en las ciudades más importantes. En 1967 se regularizó la doble jornada “en primaria y en zonas rurales de baja densidad de población”, permitiéndose, entre otras, que funcionen “escuelas completas de cinco grados a cargo de un solo maestro”. En ese año también se da paso a las escuelas mixtas (Plan de Emergencia, Decreto 150 de 1967). Junto con un aumento sustancial en el presupuesto de educación, estas medidas efectivamente permitieron aumentar la cobertura escolar: de acuerdo con Ramírez y Téllez (2006), la tasa de crecimiento de la cobertura entre 1960 y 1970 fue de 6,9%. Más aún, fue “desde la segunda mitad del siglo XX y hasta mediados de los setenta [cuando] se produjo el despegue de la expansión educativa” (2006: 43).

Uno de los puntos más polémicos del proceso de implementación de la doble jornada tiene que ver con la jornada laboral de los docentes. En Colombia los marcos normativos en los que se hacen explícitas las responsabilidades de los docentes no son claros en este punto, ya que se estipula el cumplimiento de una jornada laboral completa, o de una jornada diurna de trabajo, pero no se define con precisión su extensión¹. Lo que la historia muestra es que primó la siguiente

¹ En el Decreto 2277 de 1979, por ejemplo, se estipula que los docentes deben “cumplir la jornada laboral completa y dedicar la totalidad del tiempo reglamentario a las funciones propias del cargo”. En el Decreto 179 de 1982 se definen de manera más precisa estas labores: “La jornada laboral de los directivos docentes y los docentes de los establecimientos oficiales de educación preescolar, básica y media vocacional, es el tiempo que deben dedicar a las labores específicas de administración,

interpretación de la ley: cada jornada escolar equivale a una jornada laboral completa para los docentes. Desde entonces, la posición oficial de Federación Colombiana de Educadores (Fecode) es que este es un derecho adquirido, y que cualquier ampliación de la jornada escolar que modifique la jornada laboral de los docentes debe venir acompañada de un ajuste salarial (Montes y Nieves, 1998).

A la luz de las recomendaciones de la Misión de Educación, Ciencia y Desarrollo (Misión de Sabios), el gobierno nacional da un viraje en cuanto a la jornada escolar en 1994: en el artículo 85 de la Ley General de Educación (Ley 115 de 1994), actualmente vigente, se establece que “el servicio público educativo se prestará en las instituciones educativas en una sola jornada diurna”. En toda la nación esta ley se reglamentó con el Decreto 1860 de 1994, que entre otras dispuso que los establecimientos definieran el programa de conversión a jornada única, y remitirlo a las respectivas secretarías de educación².

Una de las secretarías de educación que llegó al punto de diseñar un plan de implementación de la jornada única es la de Bogotá. En el Decreto Distrital 1051 de 1997 se propone este plan, así como los lineamientos para su ejecución. La fórmula empleada para sortear el tema de la jornada laboral consiste en pagar las diez horas adicionales como horas-cátedra, liquidadas por un valor 1,45 veces mayor al de las horas ordinarias. De acuerdo con un reporte de monitoreo pedagógico adelantado por la Universidad de los Andes, en el período exploratorio, que tuvo lugar entre 1997 y 2000, se inscribieron 88 instituciones, que se caracterizaron por tener un perfil docente relativamente alto. Para el monitoreo se realizaron encuestas a 368 padres que manifestaron registrar beneficios tanto en el aprendizaje, como en el aprovechamiento del tiempo libre.

al cumplimiento del calendario y desarrollo del currículo escolar, a la atención y preparación de su asignación académica, a la investigación de asuntos pedagógicos, a las labores de orientación, disciplina y formación de alumnos, todo de acuerdo con los reglamentos y órdenes de las autoridades competentes. Los docentes directivos y docentes deberán permanecer en la institución, durante toda la jornada diaria de trabajo, la cual estará determinada por los planes de estudio vigentes”.

² En el artículo 57 de dicho decreto se dictan los siguientes puntos: “1) todos los establecimientos educativos estatales y privados, tendrán una sola jornada diurna; 2) la semana lectiva tendrá una duración promedio mínima de veinticinco horas efectivas de trabajo [...] en el ciclo de primaria, y treinta horas [...] en el ciclo de educación básica secundaria y en el nivel de educación media; 3) el total de horas efectivas de actividad pedagógica no será inferior a mil horas en el ciclo de educación básica primaria, y a mil doscientas en el ciclo de educación básica secundaria y en el nivel de educación media”. En cuanto a la transición, el artículo 60 estipula que: “1) los establecimientos educativos que a la vigencia del presente decreto ofrezcan varias jornadas diurnas y estén en condiciones de unificar las jornadas, procederán a hacerlo siempre que ello no cause mayores perjuicios a sus actuales educandos y previa notificación a la respectiva secretaría de educación; 2) los establecimientos de educación básica y media que se funden a partir de la fecha solo podrán ofrecer una jornada diurna; 3) en los demás casos, los establecimientos deberán definir antes del 8 de febrero de 1996 un programa de conversión a jornada única que deberá ser remitido a la respectiva secretaría de educación departamental o distrital para su evaluación”.

Además, el 60% reportó no tener ninguna dificultad con el cambio (Universidad de los Andes, 2000).

Este esfuerzo, sin embargo, no duró mucho tiempo: en el año 2002 se expidió el Decreto Distrital 082, “por el cual se deroga el Decreto Distrital 1051 de 1997, y se faculta a la Secretaría de Educación para ajustar la jornada de las instituciones que venían participando del Proyecto [...]”. Entre las consideraciones, se expuso que “los resultados obtenidos al culminar la fase exploratoria del Plan de Implementación de la Jornada Única Diurna en los establecimientos educativos estatales del Distrito Capital evidencian bajo impacto en la calidad y frágil sostenibilidad administrativa y financiera”. Además, “que por el considerable y creciente aumento de la demanda en cobertura, ha sido necesario ocupar las dos jornadas en los centros educativos y suspender la autorización de ampliar la jornada escolar a algunas instituciones que venían participando en el Proyecto [...]”.

Poco tiempo después se derogaron los artículos del Decreto 1860 de 1994, que se referían a la jornada escolar, reemplazando la firme disposición de implementar una jornada única por una reglamentación de “la organización de la jornada escolar y la jornada laboral de directivos docentes y docentes de los establecimientos educativos estatales” (Decreto 1850 de 2002). En particular, se estableció que

[...] mientras se ajustan a lo dispuesto en el Artículo 85 de la Ley General de Educación, los rectores de los establecimientos educativos que por necesidad del servicio vienen atendiendo más de una jornada escolar, definirán y desarrollarán, con el apoyo de las entidades territoriales certificadas, estrategias o actividades para cumplir con las treinta (30) horas semanales y las mil doscientas (1.200) horas anuales definidas para la educación básica secundaria y media en el artículo 2 del presente Decreto, las cuales distribuirá el rector a los docentes de la institución, al comienzo de cada año lectivo en forma diaria, o semanal, dentro o fuera de los mismos establecimientos educativos.

Un punto que vale la pena destacar de este último decreto es que permitió que el número de semanas de trabajo académico de los estudiantes alcanzara las cuarenta; sin embargo, más allá de esta conquista para los estudiantes, este decreto aplazó de manera indefinida una decisión que estaba tomada, y que se había adelantado cuatro años a Chile en este tema. En vista de los buenos resultados que esta medida ha tenido en ese país, se trata de un tema que vale la pena retomar, más aún cuando las pruebas internacionales muestran que la calidad de la educación en Colombia está muy rezagada y crecen de manera alarmante los índices de delincuencia juvenil y de embarazos adolescentes. Un punto de partida para esta discusión es demostrar que en Colombia la doble jornada tiene efectos negativos sobre la calidad. En este sentido, el presente estudio es pionero en este campo en el país. En efecto, hasta la fecha el tema solo se ha tratado de manera tangencial: si bien son numerosos los estudios en los que el coeficiente de la jornada única sobre el desempeño escolar

es positivo y significativo, en ninguno de ellos ha sido identificado el impacto de la jornada única³. En las siguientes secciones se caracterizará a los estudiantes de las distintas jornadas, se describirán sus resultados en la pruebas Saber 11 y se medirá el impacto que tiene la jornada única.

3. CARACTERIZACIÓN DE LOS ESTUDIANTES POR JORNADAS

Para este capítulo se emplean los microdatos de los resultados académicos de las pruebas estandarizadas para el ingreso a la educación superior Saber 11 (antes conocidas como Icfes) del año 2009. Esta información viene acompañada de variables que permiten contextualizar la situación sociodemográfica de los alumnos y de las instituciones. En total se tienen 529.706 observaciones en los resultados de las pruebas, de las cuales se pierden hasta un 35% en los ejercicios econométricos dada la relativamente baja tasa de respuesta en algunas de las variables. En cuanto al total de matriculados, se emplea información suministrada por el MEN, desagregada por institución, jornada, grado, edad y género. Tanto en las bases del Icfes como en las del MEN existe una variable que clasifica cinco tipos de jornadas escolares: completa (o única), mañana, tarde, noche y sabatina-dominical (o fines de semana). A continuación se caracteriza a los estudiantes de las distintas jornadas, haciendo especial énfasis en aquellos de jornada única, abordando las siguientes tres preguntas: ¿cuántos son?, ¿dónde viven?, y ¿quiénes son?

3.1 ¿CUÁNTOS SON?

En el Cuadro 1 se presenta la matrícula total de estudiantes de Colombia en 2009, desagregando por tipo de institución, jornada y nivel educativo. Lo primero que se observa es que la proporción de estudiantes en jornada completa es sustancialmente mayor en las instituciones no oficiales que en las oficiales: de los 2.496.402 estudiantes matriculados en instituciones privadas, 45,4% asisten en jornada completa, mientras que solo el 10% de los 8.826.130 estudiantes de instituciones oficiales lo hacen. En contrapartida, en las instituciones oficiales se registra una mayor participación de estudiantes en jornadas de mañana o tarde, que representan el 81,3%, mientras que en los privados es de 46%. La proporción de estudiantes en jornada nocturna o sabatina-dominical de semana es similar entre los dos tipos de instituciones.

Nótese que en todos los casos son muchos más los estudiantes matriculados en la mañana que en la tarde: 57,1% contra 24,2% en los oficiales, y 34,7% contra

³ Véase, por ejemplo, Piñeros y Rodríguez (1999); Caro (2000); Gaviria y Barrientos (2001); Iregui, Melo y Ramos (2006); Bonilla (2010), y Barón (2013).

CUADRO 1. MATRÍCULA TOTAL, POR TIPO DE INSTITUCIÓN, JORNADA ESCOLAR Y NIVEL EDUCATIVO, 2009^{a/}

A. INSTITUCIONES OFICIALES							
JORNADA		Prejardín (porcentaje)		Transición (porcentaje)		Primaria (porcentaje)	
Completa		5.774	0,7	61.671	7,0	457.097	51,8
	(porcentaje)	20,9		10,5		10,6	
Mañana		15.424	0,3	401.949	8,0	2.486.490	49,4
	(porcentaje)	55,8		68,7		57,4	
Tarde		6.425	0,3	121.769	5,7	1.013.412	47,4
	(porcentaje)	23,3		20,8		23,4	
Noche o sabatina- dominical						371.770	48,4
	(porcentaje)					8,6	
Total matrícula		27.623	0,3	585.389	6,6	4.328.769	49,0
	(porcentaje)	100,0		100,0		100,0	
B. INSTITUCIONES NO OFICIALES							
JORNADA		Prejardín (porcentaje)		Transición (porcentaje)		Primaria (porcentaje)	
Completa		95.954	8,5	79.471	7,0	442.959	39,1
	(porcentaje)	42,6		41,2		45,6	
Mañana		98.979	11,4	87.259	10,1	373.630	43,1
	(porcentaje)	43,9		45,2		38,5	
Tarde		30.339	10,8	26.199	9,3	130.430	46,5
	(porcentaje)	13,5		13,6		13,4	
Noche o sabatina- dominical						23.469	10,9
	(porcentaje)					2,4	
Total matrícula		225.272	9,0	192.929	7,7	970.488	38,9
	(porcentaje)	100,0		100,0		100,0	

a/ El nivel de primaria incluye los grados primero a quinto, los ciclos 1 y 2 de educación para adultos y el programa de aceleración del aprendizaje. El nivel de secundaria incluye los grados sexto a noveno, y los ciclos 3 y 4 de educación para adultos. El nivel de educación media incluye los grados décimo y undécimo, los grados doce y trece en el caso de la educación normalista, y los ciclos 5 y 6 de educación para adultos.

Nota: en cursiva se encuentran las participaciones en el total de matriculados por jornada (fila) y por nivel educativo (columna).

Fuente: Ministerio de Educación Nacional; cálculos del autor.

A. INSTITUCIONES OFICIALES					
Secundaria		Media		Total	
(porcentaje)		(porcentaje)		(porcentaje)	
267.581	30,3	90.849	10,3	882.972	100,0
9,3		9,0		10,0	
1.594.346	31,7	538.064	10,7	5.036.273	100,0
55,5		53,2		57,1	
746.891	34,9	249.954	11,7	2.138.451	100,0
26,0		24,7		24,2	
264.042	34,4	132.622	17,3	768.434	100,0
9,2		13,1		8,7	
2.872.860	32,5	1.011.489	11,5	8.826.130	100,0
100,0		100,0		100,0	
B. INSTITUCIONES NO OFICIALES					
Secundaria		Media		Total	
(porcentaje)		(porcentaje)		(porcentaje)	
368.103	32,5	146.901	13,0	1.133.388	100,0
47,9		43,4		45,4	
214.640	24,7	92.875	10,7	867.383	100,0
27,9		27,4		34,7	
72.018	25,7	21.237	7,6	280.223	100,0
9,4		6,3		11,2	
114.500	53,2	77.439	35,9	215.408	100,0
14,9		22,9		8,6	
769.261	30,8	338.452	13,6	2.496.402	100,0
100,0		100,0		100,0	

11,2% en los privados. De lo anterior es posible inferir que no todas las instituciones que tienen media jornada escolar en la mañana tienen otra en la tarde. Este es un resultado sorprendente, si se tiene en cuenta que el principal argumento para fomentar la media jornada escolar es la necesidad de aumentar la matrícula. Una de las explicaciones por las cuales hay instituciones que tienen la capacidad para implementar una jornada completa pero no lo hacen es que en horas de la tarde las instalaciones físicas se emplean para otro tipo de actividades (por ejemplo en programas de formación para el trabajo). Valdría la pena preguntarse si este es el caso general, y de no serlo, indagar acerca de otras razones por las cuales esto sucede. Este es un tema que merece mayor análisis, sin embargo, no está entre los objetivos del presente trabajo, y tampoco se cuenta con información suficiente para profundizar en él.

En el sector oficial, a medida que aumentan los niveles educativos, la participación de la jornada única tiende a reducirse; mientras que en prejardín el 20,9% de los niños asistían en jornada única, en transición solo lo hacen el 10,5% y en media el 9%. Algo similar sucede con la jornada de la mañana, donde se pasa de 68,7% en transición a 53,2% en media. En las instituciones no oficiales la tendencia en la jornada única es menos clara, la participación de la jornada completa se mantiene alrededor de 45%, con un mínimo de 41,2% en transición, y un máximo de 47,9% en secundaria. El porcentaje de alumnos en jornada de mañana y de tarde, por su parte, desciende, pasando de 58,8% en transición a 33,7% en media. Lo que explica la mayor parte de estos cambios, tanto en las instituciones oficiales como en las privadas, es el importante aumento de la educación nocturna y de fin de semana en los niveles más altos; su participación en la educación media alcanza el 22,9% en el caso de los oficiales, y el 13,1% en los no oficiales.

En el Cuadro 2 se presenta el número total de inscritos a las pruebas Saber 11 del año 2009, desagregando por tipo de institución, jornada y semestre en que se presentó el examen. Cuando se comparan estas estadísticas con las de los matriculados en educación media (Cuadro 1), se encuentran varias diferencias. En primer lugar, la participación de alumnos de instituciones oficiales es menor en el examen (72,5%) que en la matrícula (74,9%), lo que implica que, en términos relativos, los estudiantes de instituciones públicas se inscriben menos a las pruebas Saber 11. Lo anterior puede ser, entre otras, reflejo de mayores tasas de deserción en instituciones públicas.

También hay diferencias en la participación de la jornada única. En el caso de las instituciones oficiales, los matriculados de educación media en jornada completa representan el 9% del total, mientras que en el examen la participación asciende a 22,4%. En contrapartida, la participación de la jornada de la mañana es 5,6 puntos porcentuales (pp) más alta en la matrícula que en el examen. En las instituciones no oficiales sucede exactamente lo contrario, la jornada completa representa el 43,4% de la matrícula y solo el 39,4% de los

inscritos en el examen, lo que está en gran medida compensado por una mayor participación de la jornada de la mañana en el examen. Una de las razones por las cuales se presentan este tipo de diferencias puede ser que algunas jornadas tienen tasas de inscripción en el examen de Estado más altas que otras; por ejemplo, en las instituciones públicas se podría esperar que los alumnos de jornadas completas se inscribieran en mayor proporción a las pruebas que los de otras jornadas. Sin embargo, tampoco se cuenta con información suficiente para probar esta hipótesis.

En cuanto al semestre en que se presenta el examen, puede verse en el Cuadro 2 que hay muchos más alumnos en la sesión de septiembre, usualmente asociada con el calendario A, que en la de marzo, asociada con el calendario B: la relación es de 6,5 inscritos en septiembre por cada inscrito en marzo. En la sesión de septiembre hay, además, una mayor participación de inscritos en jornada única, con diferencias de 3,6 pp en el sector oficial y 5,5 pp en el no oficial. La menor participación de la jornada de la mañana, y en el caso de los no oficiales también de las jornadas nocturnas y sabatina-dominical, compensan en gran medida el superávit en jornada completa en la sesión de septiembre.

3.2 ¿DÓNDE VIVEN?

Los matriculados en jornada completa no se distribuyen de manera uniforme en el territorio colombiano. Esto era de esperarse, dado que hay diferencias importantes tanto en la población en edad escolar como en el presupuesto en educación. En el panel A del Mapa 1 (p. 53), se muestra la participación de la jornada completa en la matrícula total de la educación media diurna (no incluye a jornada nocturna y sabatina-dominical). Los municipios en los que priman los estudiantes matriculados en jornadas completas son una minoría: solo en 278 municipios la participación de la jornada completa es mayor a 75%. Estos municipios se encuentran en los departamentos de Antioquia, Caldas, Boyacá, Santander, Norte de Santander, Huila y en menor medida en Risaralda, Cundinamarca, Cauca y Amazonas. Aparte de estos, hay 512 municipios donde no existe la jornada completa y otros 189 en los que la participación no supera el 25%. La mayor parte de estos municipios se ubican en las regiones periféricas del país. Entre las ciudades grandes, Bogotá es la que tiene una mayor participación, con 39,2%; seguida de Bucaramanga y Barranquilla, con 20,2% y 16,9%, respectivamente (Cuadro 3).

CUADRO 2. INSCRITOS A LAS PRUEBAS SABER 11, POR JORNADA ESCOLAR, TIPO DE INSTITUCIÓN Y SESIÓN, 2009

JORNADA	OFICIAL						
	Abril		Septiembre		Subtotal		
		(porcentaje)		(porcentaje)		(porcentaje)	
Completa		7.138	5,2	75.246	54,8	82.384	60,0
	(porcentaje)	19,1		22,7		22,4	
Mañana		21.511	9,7	153.758	69,0	175.269	78,7
	(porcentaje)	57,5		46,4		47,6	
Tarde		6.174	6,9	73.983	83,0	80.157	89,9
	(porcentaje)	16,5		22,3		21,7	
Noche o sabatina- dominical		2.594	4,4	28.170	47,8	30.764	52,3
	(porcentaje)	6,9		8,5		8,3	
Total		37.417	7,4	331.157	65,2	368.574	72,5
	(porcentaje)	100,0		100,0		100,0	

Nota: en cursiva se encuentran las participaciones en el total de inscritos por jornada (fila) y por tipo de institución y sesión (columna).
Fuente: Icfes (prueba Saber 11, 2009); cálculos del autor.

En el panel B del Mapa 1 (p. 54) se muestra el número de estudiantes de educación media matriculados en jornada completa por municipio. Los departamentos donde más estudiantes se registran en jornada completa son, en orden, Bogotá, Antioquia, Boyacá, Cundinamarca, Santander, Huila, Atlántico, Valle del Cauca, Caldas, Norte de Santander y Cauca. Hay cuatro departamentos en los que no hay ni un estudiante en jornada única: San Andrés y Providencia, Guainía, Guaviare y Vaupés, y otros en los que el total matriculados en jornada completa no supera los quinientos: Chocó, Nariño, Vichada, Caquetá, Amazonas, Putumayo, Casanare, Sucre y Arauca. Entre las ciudades grandes, Bogotá es la que tiene un mayor número de matriculados en jornada completa, con 80.615 estudiantes; seguida de Medellín, Cali, Barranquilla, Bucaramanga, Cartagena y Cúcuta. Las diez ciudades con más matriculados en educación media tienen el 40,9% de los inscritos y el 46,8% de los que asisten en jornada completa (Cuadro 3).

En cuanto a la distribución de las medias jornadas, se encuentra que en ciudades como Bucaramanga, Cali y Cúcuta hay más de tres estudiantes en la mañana por cada uno de la tarde, mientras que en Medellín, Cartagena y Bogotá las diferencias son mucho menores. Las diez ciudades consideradas suman el 33,7% de los estudiantes de la mañana y el 50,3% de la tarde (Cuadro 4). Por otro lado, la correlación simple entre la participación de la jornada completa y el total de matriculados en educación media (sin incluir jornadas nocturnas o sabatinas-dominicales) es de -0,03, y no es significativa. Lo anterior indica que, aun cuando una parte importante de los estudiantes de media jornada habitan en las ciudades, este no es un fenómeno exclusivo de estas.

No OFICIAL						TOTAL	
Abril		Septiembre		Subtotal			
	(porcentaje)		(porcentaje)		(porcentaje)		(porcentaje)
10.681	7,8	44.276	32,2	54.957	40,0	137.341	100,0
35,1		40,6		39,4		27,0	
10.707	4,8	36.859	16,5	47.566	21,3	222.835	100,0
35,1		33,8		34,1		43,8	
1.711	1,9	7.275	8,2	8.986	10,1	89.143	100,0
5,6		6,7		6,4		17,5	
7.366	12,5	20.743	35,2	28.109	47,7	58.873	100,0
24,2		19,0		20,1		11,6	
30.465	6,0	109.153	21,5	139.618	27,5	508.192	100,0
100,0		100,0		100,0		100,0	

Por último, en el Cuadro 4 se muestran los inscritos a las pruebas Saber 11 por jornada escolar y área de la vivienda del estudiante. El 79,3% del total de estudiantes vive en las áreas urbanas; en el caso de los estudiantes de las jornadas tarde, o noche y sabatina-dominical, las proporciones son relativamente mayores en el área urbana. Los habitantes de áreas rurales, por su parte, tienen mayor probabilidad de asistir a instituciones de jornada completa o de mañana, con participaciones de 31,6% y 45,7%, respectivamente.

3.3 ¿QUIÉNES SON?

A partir de la información del Icfes, es posible hacer una caracterización sociodemográfica de los alumnos que presentan el examen de Estado. La edad, que se calcula en años y meses para cada estudiante a partir de la fecha de nacimiento, es un buen punto de partida. Como se puede ver en el Cuadro 5, los estudiantes de jornada única tienen, en promedio, 17,7 años y son ligeramente mayores que aquellos de medias jornadas (17,6 años). Los estudiantes que asisten en la noche o durante los fines de semana, por su parte, tienen un mayor nivel de dispersión en la edad y son en promedio 5,16 años mayores. En cuanto al género, en el Cuadro 6 se muestra que, en el agregado, hay más mujeres que hombres, sobre todo en las jornadas nocturnas o de fin de semana (en donde representan el 56,5%). Sin embargo, entre las mujeres la participación de la jornada única es menor, con 26,8%, lo que se compensa por las jornadas de mañana, noche y sabatina-dominical.

CUADRO 3. MATRICULADOS EN EDUCACIÓN MEDIA DE LAS 10 CIUDADES CON MÁS MATRICULADOS EN ESTE NIVEL, POR JORNADA ESCOLAR, 2009

MUNICIPIO	COMPLETA		MAÑANA		TARDE		NOCHE O SABATINA-DOMINICAL		TOTAL	
		(porcentaje)		(porcentaje)		(porcentaje)		(porcentaje)		(porcentaje)
Bogotá	80.615	36,0	69.282	30,9	55.859	24,9	18.176	8,1	223.932	100,0
	(porcentaje)	33,9	11,0	20,6	8,7	16,6				
Medellín	6.786	8,8	28.448	36,8	27.786	36,0	14.259	18,5	77.279	100,0
	(porcentaje)	2,9	4,5	10,2	6,8	5,7				
Cali	6.499	10,6	35.783	58,6	11.305	18,5	7.525	12,3	61.112	100,0
	(porcentaje)	2,7	5,7	4,2	3,6	4,5				
Barranquilla	6.154	11,4	18.618	34,4	11.743	21,7	17.640	32,6	54.155	100,0
	(porcentaje)	2,6	3,0	4,3	8,4	4,0				
Cartagena	3.146	7,1	13.402	30,4	11.269	25,6	16.225	36,8	44.042	100,0
	(porcentaje)	1,3	2,1	4,2	7,7	3,3				
Cúcuta	1.264	5,4	13.111	55,9	4.275	18,2	4.789	20,4	23.439	100,0
	(porcentaje)	0,5	2,1	1,6	2,3	1,7				
Bucaramanga	3.251	15,6	9.981	47,8	2.842	13,6	4.789	23,0	20.863	100,0
	(porcentaje)	1,4	1,6	1,0	2,3	1,5				
Pereira	743	4,4	8.532	50,9	3.230	19,3	4.243	25,3	16.748	100,0
	(porcentaje)	0,3	1,4	1,2	2,0	1,2				
Ibagué	1.428	8,8	9.313	57,4	3.427	21,1	2.057	12,7	16.225	100,0
	(porcentaje)	0,6	1,5	1,3	1,0	1,2				
Santa Marta	1.397	9,5	6.093	41,5	4.744	32,3	2.455	16,7	14.689	100,0
	(porcentaje)	0,6	1,0	1,7	1,2	1,1				
Subtotal 10 ciudades	111.283	20,1	212.563	38,5	136.480	24,7	92.158	16,7	552.484	100,0
	(porcentaje)	46,8	33,7	50,3	43,9	40,9				
Resto de municipios	126.467	15,9	418.376	52,5	134.711	16,9	117.903	14,8	797.457	100,0
	(porcentaje)	53,2	66,3	49,7	56,1	59,1				
Total	237.750	17,6	630.939	46,7	271.191	20,1	210.061	15,6	1.349.941	100,0
	(porcentaje)	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0				

Nota: en cursiva se encuentran las participaciones en el total de matriculados por ciudad (columna) y por jornada (fila).
Fuente: Ministerio de Educación Nacional; cálculos del autor.

CUADRO 4. INSCRITOS A LAS PRUEBAS SABER 11, POR JORNADA ESCOLAR Y ÁREA DE VIVIENDA, 2009

JORNADA	URBANO		RURAL		TOTAL		
		(porcentaje)		(porcentaje)		(porcentaje)	
Completa		109.432	76,1	34.439	23,9	143.871	100,0
	(porcentaje)	26,3		31,6		27,4	
Mañana		179.554	78,3	49.769	21,7	229.323	100,0
	(porcentaje)	43,1		45,7		43,7	
Tarde		78.262	86,2	12.491	13,8	90.753	100,0
	(porcentaje)	18,8		11,5		17,3	
Noche o sabatina- dominical		49.230	80,2	12.172	19,8	61.402	100,0
	(porcentaje)	11,8		11,2		11,7	
Total		416.478	79,3	108.871	20,7	525.349	100,0
	(porcentaje)	100,0		100,0		100,0	

Nota: en cursiva se encuentran las participaciones en el total de matriculados por ciudad (columna) y por jornada (fila).
Fuente: Icfes (prueba Saber 11, 2009); cálculos del autor.

CUADRO 5. EDAD PROMEDIO DE LOS INSCRITOS A LAS PRUEBAS SABER 11, POR JORNADA ESCOLAR, 2009

JORNADA	PROMEDIO EDAD	ERROR ESTÁNDAR	BRECHA
Completa	17,7	(0,006)	
Mañana	17,6	(0,005)	-0,07 ***
Tarde	17,6	(0,007)	-0,08 ***
Noche o sabatina- dominical	22,8	(0,032)	5,16 ***

Nota: *** denota significancia estadística al 1%.
Fuente: Icfes (prueba Saber 11, 2009); cálculos del autor.

En el Cuadro 7 se clasifica a los inscritos por jornada escolar y nivel educativo alcanzado por la madre. Si bien la encuesta realizada a los inscritos también pregunta por el nivel educativo del padre, se emplea el de la madre por dos razones: primero, la tasa de respuesta en el caso de la madre es mayor; segundo, hay una alta correlación entre los niveles educativos de la madre y sus hijos (el coeficiente

de correlación de Spearman es de 0,66) ⁴. La mayor parte de los inscritos son hijos de mujeres que completaron la secundaria (24,5%); le siguen en importancia aquellos cuyas madres completaron la primaria (19,5%), o comenzaron la secundaria (18%). La relación entre la educación de la madre y la participación de la jornada completa es claramente positiva, pasando esta última de 20,6% en las madres sin educación a 52% en las madres con posgrado. Así, mientras que el 10,4% de los inscritos son hijos de mujeres profesionales o con posgrado, el 16,9% de los que estudian en jornada única pertenecen a este grupo. En el caso de las jornadas nocturnas o sabatinas-dominicales sucede exactamente lo contrario: mientras que el 31,1% de los hijos de mujeres sin ninguna educación estudian en estas jornadas, solo el 0,3% de los hijos de mujeres con posgrado lo hacen. Únicamente el 2,8% de los que estudian en este tipo de jornadas son hijos de mujeres profesionales o con posgrado. En cuanto a las medias jornadas, las participaciones tienden a ser relativamente bajas en los extremos (madres sin ninguna educación o con nivel profesional o superior) y altas en niveles medios; mientras que la jornada de la mañana alcanza una mayor participación en el grupo de educación técnica completa (47,1%), en el caso de la jornada de la tarde esto sucede en el grupo de secundaria incompleta (22%).

CUADRO 6. INSCRITOS A LAS PRUEBAS SABER 11, POR JORNADA ESCOLAR Y GÉNERO, 2009

JORNADA	FEMENINO		MASCULINO		TOTAL		
		(porcentaje)		(porcentaje)		(porcentaje)	
Completa		76.708	53,3	67.165	46,7	143.873	100,0
	(porcentaje)	26,8		28,1		27,4	
Mañana		125.653	54,8	103.672	45,2	229.325	100,0
	(porcentaje)	43,9		43,4		43,7	
Tarde		49.308	54,3	41.445	45,7	90.753	100,0
	(porcentaje)	17,2		17,3		17,3	
Noche o sabatina- dominical		34.681	56,5	26.721	43,5	61.402	100,0
	(porcentaje)	12,1		11,2		11,7	
Total		286.350	54,5	239.003	45,5	525.353	100,0
	(porcentaje)	100,0		100,0		100,0	

Nota: en cursiva se encuentran las participaciones en el total de inscritos por jornada (fila) y por género (columna).
Fuente: Icfes (prueba Saber 11, 2009); cálculos del autor.

⁴ La correlación de Spearman es una prueba no paramétrica de dependencia estadística entre dos variables.

CUADRO 7. INSCRITOS A LAS PRUEBAS SABER 11, POR JORNADA ESCOLAR Y NIVEL EDUCATIVO DE LA MADRE, 2009

EDUCACIÓN DE LA MADRE	COMPLETA		MAÑANA		TARDE		NOCHE O SABATINA-DOMINICAL		TOTAL		
		(porcentaje)		(porcentaje)		(porcentaje)		(porcentaje)		(porcentaje)	
Ninguna		2.454	20,6	4.186	35,1	1.581	13,3	3.710	31,1	11.931	100,0
	(porcentaje)	1,7		1,9		1,8		6,4		2,3	
Primaria incompleta		23.562	26,3	37.113	41,4	14.654	16,3	14.401	16,0	89.730	100,0
	(porcentaje)	16,7		16,6		16,6		24,8		17,6	
Primaria completa		23.995	24,0	41.740	41,8	17.506	17,5	16.584	16,6	99.825	100,0
	(porcentaje)	17,0		18,7		19,9		28,6		19,5	
Secundaria incompleta		21.463	23,4	41.260	44,9	20.163	22,0	8.961	9,8	91.847	100,0
	(porcentaje)	15,2		18,4		22,9		15,5		18,0	
Secundaria completa		32.768	26,2	58.392	46,7	23.675	18,9	10.208	8,2	125.043	100,0
	(porcentaje)	23,2		26,1		26,9		17,6		24,5	
Técnica incompleta		2.185	28,3	3.387	43,8	1.347	17,4	806	10,4	7.725	100,0
	(porcentaje)	1,5		1,5		1,5		1,4		1,5	
Técnica completa		7.503	32,4	10.907	47,1	3.567	15,4	1.173	5,1	23.150	100,0
	(porcentaje)	5,3		4,9		4,1		2,0		4,5	
Profesional incompleta		3.227	36,9	3.900	44,7	1.135	13,0	472	5,4	8.734	100,0
	(porcentaje)	2,3		1,7		1,3		0,8		1,7	
Profesional completa		18.885	43,7	19.008	44,0	3.854	8,9	1.484	3,4	43.231	100,0
	(porcentaje)	13,4		8,5		4,4		2,6		8,5	
Posgrado		4.930	52,0	3.842	40,5	538	5,7	165	1,7	9.475	100,0
	(porcentaje)	3,5		1,7		0,6		0,3		1,9	
Total		140.972	27,6	223.735	43,8	88.020	17,2	57.964	11,4	510.691	100,0
	(porcentaje)	100,0		100,0		100,0		100,0		100,0	

Nota: en cursiva se encuentran las participaciones en el total de inscritos por jornada (columna) y por nivel educativo de la madre (fila).
Fuente: Icfes (prueba Saber 11, 2009); cálculos del autor.

Cuando se compara la participación de la jornada única con el nivel de ingreso familiar y el valor de la pensión escolar, se encuentran resultados muy similares. En efecto, como puede verse en el Anexo 1, la participación de la jornada única es de 26,6% en los hogares con ingresos inferiores a un salario mínimo mensual legal vigente (SMMLV) y de 73,7% en aquellos cuyo ingreso supera los 10 SMMLV. Así mismo, 25,3% de los estudiantes que no pagan matrícula asisten en jornada completa, porcentaje que sube a 67,8% entre quienes pagan más de \$250.000 mensuales. Estos resultados no deberían sorprender, dado que tanto el ingreso familiar como la pensión escolar están correlacionadas con la educación de los padres (las correlaciones de Spearman son 0,47 y 0,36, respectivamente).

Para terminar esta caracterización, en el Cuadro 8 se muestra la situación laboral de los estudiantes de las distintas jornadas. Cabe destacar que el 11,2% de los inscritos en las pruebas Saber 11 trabajan, de los cuales 41,1% estudia en jornada nocturna o sabatina-dominical. Por su parte, solo el 7,5% de los estudiantes de jornadas completa y de mañana, y 7,4% de la tarde, trabajan.

CUADRO 8. INSCRITOS A LAS PRUEBAS SABER 11, POR JORNADA ESCOLAR Y SITUACIÓN LABORAL DEL ESTUDIANTE, 2009

JORNADA	TRABAJA		NO TRABAJA		TOTAL		
		(porcentaje)		(porcentaje)		(porcentaje)	
Completa		10.668	7,5	132.476	92,5	143.144	100,0
	(porcentaje)	18,2		28,5		27,4	
Mañana		17.235	7,5	211.161	92,5	228.396	100,0
	(porcentaje)	29,4		45,5		43,7	
Tarde		6.666	7,4	83.715	92,6	90.381	100,0
	(porcentaje)	11,4		18,0		17,3	
Noche o sabatina-dominical		24.098	39,4	37.122	60,6	61.220	100,0
	(porcentaje)	41,1		8,0		11,7	
Total		58.667	11,2	464.474	88,8	523.141	100,0
	(porcentaje)	100,0		100,0		100,0	

Nota: en cursiva se encuentran las participaciones en el total de inscritos por jornada (fila) y por situación laboral (columna). Fuente: Icfes (prueba Saber 11, 2009); cálculos del autor.

En síntesis, quienes estudian en jornada única se encuentran sobrerrepresentados por los jóvenes que crecen en hogares con alto capital humano y económico. Como se verá más adelante, el que las características del hogar afecten la selección de la jornada escolar puede tener implicaciones metodológicas a la hora de estimar el

impacto. En la siguiente sección se describen los resultados en las pruebas Saber 11 del año 2009 por jornada, y se presentan los ejercicios econométricos.

4. RESULTADOS EN LAS PRUEBAS SABER 11

4.1 BRECHAS OBSERVADAS

De acuerdo con el Cuadro 9, en 2009 los estudiantes que asistieron a jornada completa obtuvieron en promedio un puntaje de 45,62 en los resultados de Saber 11, lo que supera al de todas las demás jornadas. Los resultados, sin embargo, son menos homogéneos: los errores estándar son mayores a los de las medias jornadas y similares a los de jornadas nocturnas y de fin de semana. La brecha promedio en el conjunto de las pruebas es de 0,94 puntos con respecto a la jornada de la mañana, 1,52 con respecto a la tarde y 4,04 con respecto a noche y fines de semana. Si bien los estudiantes de jornada completa superaron a los demás en todas las áreas, se registran brechas relativamente mayores en las pruebas de matemáticas, química y ciencias sociales, que son las que más están correlacionadas con el promedio de las pruebas (0,73, 0,70 y 0,74, respectivamente) y menores en lenguaje, filosofía y física.

CUADRO 9. PUNTAJE PROMEDIO DE LAS PRUEBAS SABER 11, Y BRECHAS POR JORNADA ESCOLAR Y PRUEBA, 2009

PRUEBA	JORNADA	PUNTAJE PROMEDIO	ERROR ESTÁNDAR	BRECHA
Lenguaje	C	47,39	(0,02)	
	M	46,69	(0,01)	-0,70***
	T	46,17	(0,02)	-1,22***
	NSD	43,81	(0,03)	-3,58***
Matemáticas	C	45,98	(0,03)	
	M	44,40	(0,02)	-1,58***
	T	43,51	(0,03)	-2,48***
	NSD	40,03	(0,03)	-5,95***
Ciencias sociales	C	46,47	(0,02)	
	M	45,32	(0,02)	-1,15***
	T	44,51	(0,03)	-1,95***
	NSD	41,60	(0,03)	-4,87***

CUADRO 9. PUNTAJE PROMEDIO DE LAS PRUEBAS SABER 11, Y BRECHAS POR JORNADA ESCOLAR Y PRUEBA, 2009 (CONTINUACIÓN)

PRUEBA	JORNADA	PUNTAJE PROMEDIO	ERROR ESTÁNDAR	BRECHA
Filosofía	C	42,21	(0,02)	
	M	41,52	(0,02)	-0,69***
	T	40,83	(0,03)	-1,38***
	NSD	38,69	(0,03)	-3,52***
Biología	C	46,41	(0,02)	
	M	45,51	(0,01)	-0,90***
	T	45,06	(0,02)	-1,34***
	NSD	43,13	(0,03)	-3,28***
Química	C	46,44	(0,02)	
	M	45,54	(0,01)	-0,90***
	T	45,12	(0,02)	-1,32***
	NSD	41,96	(0,02)	-4,48***
Física	C	44,47	(0,02)	
	M	43,80	(0,02)	-0,67***
	T	43,55	(0,02)	-0,91***
	NSD	41,89	(0,03)	-2,58***
Promedio de las pruebas	C	45,62	(0,02)	
	M	44,68	(0,01)	-0,94***
	T	44,11	(0,02)	-1,52***
	NSD	41,59	(0,02)	-4,04***

Notas: 1. C = completa; M = mañana; T = tarde; NSD = nocturna o sabatina-dominical.

2. *** denota significancia estadística al 1%.

Fuente: Icfes (prueba Saber 11, 2009); cálculos del autor.

En el panel A del Mapa 2 (p. 55) se muestran los promedios obtenidos en el conjunto de las pruebas Saber 11 por municipio. Los departamentos donde se encuentra la mayor parte de los municipios con alto desempeño son, en orden, Bogotá, Santander, Guainía, Boyacá, Nariño y Cundinamarca, y entre los peores se encuentran Chocó, Magdalena, La Guajira, San Andrés y Providencia, Amazonas, Vichada y Caquetá. Nótese que los municipios con peores promedios

se encuentran en su gran mayoría en las regiones periféricas del país. La correlación simple entre el puntaje promedio del municipio y el total de inscritos en las pruebas es de 0,16 y es significativo al 1%, lo que indica que los municipios más grandes tienden a tener mejores resultados. Como puede verse en el panel B del Mapa 2 (p. 56), las brechas entre jornada única y medias jornadas tampoco son homogéneas entre municipios: van desde 15,38 puntos en favor de la jornada completa, hasta 5,94 en favor de las medias jornadas. De 536 municipios en los que hay información suficiente para calcular las brechas, en 273 (50,9%) los estudiantes de jornada completa presentan mejores resultados. Se trata, sin embargo, de municipios más grandes, lo que explica la clara brecha en el agregado nacional. Prueba de ello es que la correlación simple entre las brechas por jornada y el total de inscritos es negativa y significativa (-0,12).

En el Cuadro 10 se encuentran los promedios y las brechas de las diez ciudades en las que hay más estudiantes matriculados en educación media. Los mejores resultados son los de Bogotá, Bucaramanga, Pereira y Barranquilla, que superan en la mayor parte de los casos los promedios nacionales. Las brechas entre jornada completa y medias jornadas más importantes también se registran en estas ciudades. En Bogotá, por ejemplo, los estudiantes de jornada completa obtienen en promedio 2,79 puntos más que los de la mañana, 3,92 más que los de la tarde y 5,94 puntos más que los de jornadas nocturnas y de fin de semana. El caso de Pereira es similar. En otras ciudades, como Santa Marta, Cúcuta, Medellín y Cali, que tuvieron puntajes más bajos, la brecha también es significativamente menor: los resultados de jornada completa no son sustancialmente mayores a los de la mañana, y en Cúcuta tampoco superan a los de la tarde.

En el Anexo 2 se muestra el promedio de los puntajes para algunas de las características de los estudiantes y sus familias, así como de las instituciones educativas. Como puede verse, en promedio registran un mejor desempeño los hombres, habitantes de las cabeceras municipales, no pertenecientes a ninguna minoría étnica y que no trabajan. Así mismo, los resultados mejoran a medida que aumenta el nivel educativo de la madre, el ingreso familiar y el valor de la pensión. En cuanto a las instituciones educativas, tienen mejores promedios los estudiantes de instituciones no oficiales y no mixtos. También, son mejores los resultados de aquellos que presentan la prueba en la sesión de marzo, generalmente asociada con el calendario B. En la siguiente sección, se presentan la estrategia empleada en este documento para identificar el impacto que tiene la jornada escolar única sobre el rendimiento académico.

CUADRO 10. PUNTAJE PROMEDIO DE LAS PRUEBAS SABER 11 DE LAS 10 CIUDADES CON MAYOR CANTIDAD DE MATRICULADOS EN EDUCACIÓN MEDIA, Y BRECHAS POR JORNADA ESCOLAR, 2009

CIUDAD	JORNADA	PUNTAJE PROMEDIO	ERROR ESTÁNDAR	BRECHA
Bogotá	C	48,73	(0,04)	
	M	45,94	(0,03)	-2,79 ***
	T	44,81	(0,03)	-3,92 ***
	NSD	42,79	(0,04)	-5,94 ***
Medellín	C	45,69	(0,08)	
	M	45,57	(0,05)	-0,13 *
	T	44,39	(0,05)	-1,30 ***
	NSD	41,56	(0,06)	-4,13 ***
Cali	C	45,60	(0,08)	
	M	45,70	(0,06)	0,09
	T	43,99	(0,09)	-1,62 ***
	NSD	41,80	(0,12)	-3,80 ***
Barranquilla	C	46,88	(0,10)	
	M	44,91	(0,07)	-1,98 ***
	T	43,68	(0,07)	-3,21 ***
	NSD	40,47	(0,09)	-6,41 ***
Cartagena	C	45,64	(0,16)	
	M	45,19	(0,07)	-0,45 ***
	T	43,11	(0,07)	-2,53 ***
	NSD	40,70	(0,09)	-4,94 ***
Cúcuta	C	44,32	(0,13)	
	M	44,21	(0,08)	-0,12
	T	44,57	(0,10)	0,25 *
	NSD	41,46	(0,12)	-2,87 ***
Bucaramanga	C	48,13	(0,14)	
	M	46,94	(0,09)	-1,19 ***
	T	44,83	(0,20)	-3,30 ***
	NSD	42,03	(0,13)	-6,10 ***

CUADRO 10. PUNTAJE PROMEDIO DE LAS PRUEBAS SABER 11 DE LAS 10 CIUDADES CON MAYOR CANTIDAD DE MATRICULADOS EN EDUCACIÓN MEDIA, Y BRECHAS POR JORNADA ESCOLAR, 2009 (CONTINUACIÓN)

CIUDAD	JORNADA	PUNTAJE PROMEDIO	ERROR ESTÁNDAR	BRECHA
Pereira	C	47,52	(0,20)	
	M	44,59	(0,09)	-2,92 ***
	T	43,91	(0,13)	-3,61 ***
	NSD	42,12	(0,13)	-5,40 ***
Ibagué	C	46,44	(0,14)	
	M	45,31	(0,08)	-1,13 ***
	T	44,79	(0,12)	-1,65 ***
	NSD	41,56	(0,13)	-4,88 ***

Notas: 1. C = completa; M = mañana; T = tarde; NSD = nocturna o sabatina-dominical.

2. ***, ** y * denotan significancia estadística al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Fuente: Icfes (prueba Saber 11); cálculos del autor.

4.2 ESTRATEGIA DE IDENTIFICACIÓN Y MÉTODOS DE ESTIMACIÓN

Son muchos los trabajos donde se busca medir el impacto que tiene determinada característica de las instituciones educativas sobre los resultados académicos; véanse, por ejemplo, revisiones recientes como Barrera-Osorio y Patrinos (2010) en el caso de los colegios tipo *voucher* y Somers, McEwan y Douglas (2004) en cuanto a la educación privada en América Latina. Para enfrentarse a este tipo de preguntas, lo primero que se debe hacer es indagar acerca de la exogeneidad de la característica en cuestión, es decir, evaluar si hay razones para creer que todos los individuos tienen igual probabilidad de estudiar en las instituciones que comparten esta característica. En el caso particular de la jornada escolar en Colombia, la sección tercera mostró que el acceso a esta no se distribuye de manera aleatoria; en efecto, son las familias con mayor capital humano y económico las que con mayor probabilidad logran que sus hijos estudien en jornada completa. Este no sería un problema en un esquema de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) si no fuera porque también puede haber otros factores no observados que afectan de manera simultánea la jornada escolar y los resultados de los estudiantes. En presencia de estas heterogeneidades observadas el estimador MCO estaría sesgado.

Entre las fuentes de heterogeneidad no observada, la más mencionada es el sesgo de selección, que se traduce en que las familias y los estudiantes más motivados buscan las instituciones con mejores resultados. En este caso, las características no observables aventajan a los estudiantes de jornada única, lo que equivale a decir que el sesgo es positivo. También puede haber características no observadas de las

instituciones educativas y de los municipios que están relacionadas tanto con el tipo de jornada, como con los resultados obtenidos. Por ejemplo, en lugar de ampliar la jornada escolar, algunas instituciones educativas y secretarías de educación pueden haber invertido más en la planta física y en la calidad de los docentes, lo que daría una ventaja relativa a los estudiantes de media jornada. También se podría pensar que en las ciudades, que es donde está la mayor parte de los estudiantes de media jornada, hay mayores *spillovers* de capital humano. A diferencia del sesgo de selección, en este tipo de situaciones en las que hay un efecto sustitución entre jornada completa y otras características, se generarán sesgos negativos.

Para corregir el posible problema de endogeneidad de la jornada escolar, en este capítulo se estima el efecto local promedio del tratamiento (*local average treatment effect*: LATE), a partir de regresiones con variables instrumentales (VI). En Imbens y Angrist (1994) LATE se define como: “el efecto promedio del tratamiento en individuos cuya decisión de participación se ve afectada por un regresor exógeno (instrumento) que cumpla con la restricción de exclusión”. Nótese que, a diferencia del efecto promedio del tratamiento (*average treatment effect*: ATE), en este esquema no se suponen efectos homogéneos. En cambio, se identifica el impacto que tiene el tratamiento en un subgrupo de la población cuya probabilidad de participar en el tratamiento varía de acuerdo con el valor que toma el instrumento (grupo de los *compliers*). La clave está en tener una variable (instrumento) que esté correlacionada con la probabilidad de recibir el tratamiento, pero que sea independiente de la variable de resultado. En otras palabras, una variable que solo afecta al resultado final mediante la probabilidad de recibir el tratamiento —para mayores detalles acerca de la metodología véase el Anexo 3—.

Para los siguientes ejercicios la variable de resultado académico individual empleada es el logaritmo del promedio del conjunto de las pruebas Saber 11, que está altamente correlacionado con cada una de las pruebas y, en particular, con matemáticas, ciencias sociales y química. El instrumento escogido es la oferta de jornada única en el municipio donde habita el estudiante. La idea es que a mayor oferta de jornada única, menor es el costo relativo y mayor es la probabilidad de que los estudiantes accedan a esta. Nótese que, en este sentido, se trata de un instrumento conceptualmente similar a la distancia hasta la institución más cercana, usado por ejemplo en Bonilla (2010) en el caso de los colegios de concesión de Bogotá. Lo que se asume es que la oferta de educación escolar en jornada única solo afecta los resultados en las pruebas estandarizadas mediante la probabilidad individual de asistir a este tipo de instituciones. Este instrumento fallaría, entre otras, si muchas familias decidieran migrar buscando municipios en los que hubiera mayor disponibilidad de instituciones con jornada única. Si bien no se cuenta con información suficiente para refutar lo anterior, los datos del Censo de 2005 corroboran lo anterior: entre 2000 y 2005 solo el 1,1% de los menores de 18 años cambiaron de lugar de residencia por necesidades de educación.

Para medir la oferta de jornada única se emplea la participación de alumnos de jornada completa en la matrícula de educación media diurna para el año 2009. La información, que corresponde a la presentada en el panel A del Mapa 1 se toma de las bases de datos de matrícula del MEN. Dado este instrumento, el grupo de *compliers*, que es para el cual se identifica el impacto, se compone de estudiantes cuya probabilidad de estudiar en jornada completa varía de acuerdo con la oferta de este tipo de instituciones en el municipio donde habitan. Por tanto, no hacen parte de este grupo los jóvenes que en ninguna circunstancia estudiarían en jornada completa, ni tampoco aquellos que en cualquier caso lo harían.

Las covariantes exógenas pueden clasificarse en tres categorías: personales y familiares, de la institución educativa y del municipio. Entre las personales y familiares están la edad, el género, el área donde se habita (urbano/rural), la pertenencia a grupos afrodescendientes o indígenas, el número de integrantes del hogar y la situación laboral del estudiante. También, se controla por la educación de la madre, el ingreso del hogar y el valor de la pensión escolar tomando como punto de referencia las madres sin educación, el ingreso inferior a un salario mínimo mensual legal vigente (SMMLV) y el no pago de pensión. Por institución se controla por su naturaleza (oficial/no oficial), el semestre en que se presenta el examen y si es mixta o no. Toda esta información se toma de las bases de datos del Icfes. En cuanto a los municipios, se incluyen seis variables: la población total (en miles), la tasa de urbanización, el índice de necesidades básicas insatisfechas (NBI) y la tasa de analfabetismo en adultos, tomadas del Censo de 2005; la tasa de homicidio promedio entre 1998 y 2006, calculada a partir de estadísticas vitales del DANE, y el índice de desempeño fiscal de 2008, calculado por el Departamento Nacional de Planeación (DNP).

Por último, únicamente se tienen en cuenta a los estudiantes de media jornada (mañana y tarde) como grupo contrafactual. No se considera los estudiantes de jornada nocturna y sabatina-dominical, ya que, como se vio en la sección anterior, se trata de estudiantes menos jóvenes, y que tienen mayor probabilidad de estar trabajando, lo que indica que probablemente no estudiarían en jornada completa así tuvieran la oportunidad de hacerlo. En esta medida, no se considera que sean un buen grupo de comparación.

4.3 IMPACTO DE LA JORNADA ÚNICA

En los tres paneles del Cuadro 11 se presentan los coeficientes estimados de las regresiones de MCO y de las dos etapas de VI, respectivamente, tomando por grupo contrafactual a todos los estudiantes de media jornada e incluyendo las covariantes de manera gradual. Lo primero que se debe señalar es que las pruebas validan el uso de la oferta educativa como variable instrumental. En efecto, la prueba de

Hausman indica que la variable de tratamiento es endógena y las pruebas F de significancia del instrumento y de Cragg-Donald muestran que la oferta de jornada única no es un instrumento débil. Además, como puede verse en el panel B, el instrumento tiene el efecto positivo esperado sobre el tratamiento: a mayor oferta de educación en jornada completa en el municipio, mayor es la probabilidad de estudiar en esta jornada. En los resultados también puede verificarse que son los jóvenes provenientes de las familias más privilegiadas los que tienen mayores oportunidades de acceder a la jornada única. En efecto, la probabilidad de estudiar en jornada única tiende a aumentar con el nivel educativo de la madre, el ingreso familiar y el valor de la pensión. Así mismo, la probabilidad de estudiar en jornada completa aumenta si la institución educativa es privada, y el municipio tiene mayor población, menor tasa de urbanización y bajo desempeño fiscal.

Pasando al tema central, se estima un impacto positivo y significativo de la jornada única tanto en MCO como en VI, lo que confirma que es mejor estudiar en esta jornada. Ahora, la magnitud del impacto varía de acuerdo con el modelo estimado: mientras que en las regresiones por MCO los estudiantes de jornada única obtienen un promedio 0,6% mayor que el de los demás, el impacto (LATE) estimado por VI de estudiar en jornada única es de 2,5%. El hecho de que el sesgo estimado sea negativo implica que prima el efecto de variables no observables que dan ventajas relativas a los estudiantes de media jornada: por ejemplo, mejores instalaciones y profesores, o más *spillovers* de capital humano, dada la mayor probabilidad de encontrarse en ciudades. El impacto también varía de acuerdo con la cantidad de covariantes incluidas: en las regresiones VI, pasa de 5,9% cuando solo se tienen las variables de individuo y familia básicas, a 5,1% cuando se incluyen variables de institución educativa y 2,5% cuando se controla por características del municipio. El hecho de que las variables de municipio afecten tanto los coeficientes estimados por VI, y no de igual manera a los de MCO, confirma la importancia de este tipo de características en el sesgo.

En cuanto a las covariantes, los resultados son consistentes con las brechas observadas en la mayor parte de los casos. En efecto, obtienen mejores resultados los estudiantes más jóvenes, hombres, habitantes de las cabeceras municipales, no pertenecientes a ninguna minoría étnica, que no trabajan, y provenientes de hogares poco numerosos y con alto capital humano y económico. En cuanto a las instituciones, le va mejor a las instituciones no mixtas, de calendario B y oficiales. Este último coeficiente llama la atención, sobre todo porque la brecha observada indica lo contrario (Anexo 2). Lo que se debe tener en cuenta en este caso es que se está controlando por variables que miden la situación socioeconómica de la familia, y pueden estar recogiendo buena parte del efecto que usualmente se le atribuiría a la naturaleza de la institución. Finalmente, con respecto a los municipios en que habitan los estudiantes, se encuentran efectos negativos

de las tasas de urbanización, pobreza, analfabetismo y homicidios, y positivo del desempeño fiscal. La población del municipio, por su parte, no tiene relación con el desempeño de los estudiantes pero sí afecta de manera positiva la probabilidad de estudiar en jornada completa.

En los anexos 4 y 5 (cuadros A4 y A5) se reportan los resultados de dos ejercicios adicionales. En el primero de estos se estima el impacto de la jornada única, tomando por grupo contrafactual a los estudiantes de la mañana y los de la tarde por separado. Como puede verse, en ambos casos el estimador de VI supera al de MCO. Así mismo, la brecha es mayor para los estudiantes de la tarde que para los de la mañana: el LATE es de 4,6% con respecto a los de la tarde, y 2 pp menor con respecto a los de la mañana. De lo anterior se puede deducir que la doble jornada escolar genera dos tipos de desigualdades: la primera, entre aquellos que tienen la oportunidad de estudiar en jornada única y los demás, y la segunda, entre los de la mañana y los de la tarde. En el segundo ejercicio se estima el impacto de la jornada única en los estudiantes de instituciones oficiales. Lo que se encuentra es que, con la excepción de las variables de matrícula, los coeficientes estimados de estas regresiones son similares a los del conjunto de los estudiantes, con un impacto de la jornada única de cerca de 2,5%. Lo anterior indica que el problema de la jornada escolar va más allá de la brecha público/privado. En la siguiente sección se estiman los costos fijos de implementar una única jornada diurna en las instituciones educativas oficiales.

5. UNA ESTIMACIÓN DE LOS COSTOS FIJOS DE LA IMPLEMENTACIÓN

Se entiende por costos fijos lo que costaría incorporar el *stock* de infraestructura física que hace falta para implementar una única jornada diurna en las instituciones educativas oficiales del país. En este punto es necesario hacer varias aclaraciones: en primer lugar, no se incluyen en estos cálculos los montos correspondientes a posteriores ampliaciones de la cobertura, ni tampoco la mejora de las instalaciones actuales. Lo que se quiere saber es cuál es la inversión necesaria para que los estudiantes que actualmente asisten en la jornada de la tarde de instituciones oficiales tengan unas instalaciones “propias”, de tal modo que tanto ellos como los de la mañana puedan estar en clase durante todo el día. En segundo lugar, es probable que ante una reforma de esta naturaleza, la demanda por educación pública aumente; sin embargo, en estas estimaciones tampoco se considerará este fenómeno. Tercero, los costos variables o recurrentes involucran por lo menos dos temas que merecen una discusión más amplia: la jornada laboral de los docentes y la alimentación en las instituciones educativas. En la medida en que no está entre los objetivos del presente documento profundizar en estos temas, se opta por dejar la pregunta de estos costos para futuras investigaciones. Por último, los costos que se toman corresponden a un promedio y pueden variar de acuerdo con las condiciones del terreno, los costos de transporte y la mano de obra.

CUADRO 11. ESTIMACIONES POR MCO Y VI DEL IMPACTO DE LA JORNADA ÚNICA EN EL PUNTAJE PROMEDIO DE LAS PRUEBAS SABER 11 (GRUPO CONTRAFACUAL: MAÑANA Y TARDE), 2009

		A. MCO			
		(LOGARITMO DEL PROMEDIO)			
		(1)	(2)	(3)	(4)
Jornada única		0,009*** (0,003)	0,005*** (0,002)	0,005*** (0,002)	0,006*** (0,002)
Edad		-0,006*** (0,000)	-0,006*** (0,000)	-0,006*** (0,000)	-0,006*** (0,000)
Mujer		-0,016*** (0,001)	-0,017*** (0,001)	-0,019*** (0,001)	-0,019*** (0,001)
Área rural		-0,011*** (0,002)	-0,011*** (0,002)	-0,010*** (0,002)	-0,013*** (0,001)
Afro		-0,054*** (0,004)	-0,053*** (0,004)	-0,054*** (0,004)	-0,040*** (0,003)
Indígena		-0,014*** (0,003)	-0,013*** (0,003)	-0,012*** (0,003)	-0,007*** (0,002)
Integrantes de la familia		-0,003*** (0,000)	-0,003*** (0,000)	-0,003*** (0,000)	-0,002*** (0,000)
Estudiante que trabaja		-0,009*** (0,001)	-0,007*** (0,001)	-0,007*** (0,001)	-0,008*** (0,001)
Educación de la madre	Primaria	0,011*** (0,001)	0,011*** (0,002)	0,0107*** (0,002)	0,006*** (0,002)
	Secundaria	0,024*** (0,002)	0,023*** (0,002)	0,023*** (0,002)	0,018*** (0,002)
	Técnico	0,056*** (0,002)	0,053*** (0,002)	0,051*** (0,002)	0,046*** (0,002)
	Profesional	0,066*** (0,002)	0,056*** (0,002)	0,055*** (0,002)	0,052*** (0,002)
	Posgrado	0,093*** (0,003)	0,082*** (0,003)	0,081*** (0,003)	0,077*** (0,002)
Ingreso del hogar (SMMMLV)	Entre 1 y 2	0,012*** (0,002)	0,010*** (0,002)	0,010*** (0,002)	0,005*** (0,001)
	Entre 2 y 3	0,034*** (0,003)	0,027*** (0,002)	0,026*** (0,002)	0,021*** (0,001)
	Entre 3 y 5	0,058*** (0,002)	0,041*** (0,002)	0,040*** (0,002)	0,034*** (0,002)
	Entre 5 y 7	0,083*** (0,002)	0,052*** (0,002)	0,051*** (0,002)	0,045*** (0,002)
	Entre 7 y 10	0,109*** (0,002)	0,067*** (0,003)	0,065*** (0,003)	0,058*** (0,003)
	10 o más	0,140*** (0,004)	0,089*** (0,006)	0,088*** (0,007)	0,080*** (0,005)
Valor de la pensión (miles de pesos)	Menos de 90		0,005* (0,003)	0,006* (0,003)	0,004* (0,002)
	Entre 90 y 120		0,016*** (0,003)	0,015*** (0,004)	0,012*** (0,004)
	Entre 120 y 150		0,024*** (0,003)	0,021*** (0,005)	0,019*** (0,005)
	Entre 150 y 250		0,044*** (0,003)	0,038*** (0,006)	0,035*** (0,006)
	Más de 250		0,073*** (0,003)	0,068*** (0,007)	0,064*** (0,008)
Institución no oficial				0,000 (0,005)	-0,002 (0,004)
Examen en marzo				0,000 (0,005)	0,002 (0,004)
Institución de género mixto				-0,025*** (0,003)	-0,025*** (0,003)

CUADRO 11. ESTIMACIONES POR MCO Y VI DEL IMPACTO DE LA JORNADA ÚNICA EN EL PUNTAJE PROMEDIO DE LAS PRUEBAS SABER 11 (GRUPO CONTRAFACUAL: MAÑANA Y TARDE), 2009 (CONTINUACIÓN)

	(1)	(2)	(3)	(4)	
Municipio	Población (miles)			0,000 (0,000)	
	Porcentaje urbano			0,000*** (0,000)	
	Porcentaje de NBI			0,000*** (0,000)	
	Porcentaje de analfabetismo			-0,001*** (0,000)	
	Porcentaje de homicidios			0,000*** (0,000)	
	Desempeño fiscal			0,000* (0,000)	
Constante	3,880*** (0,006)	3,891*** (0,007)	3,914*** (0,007)	3,949*** (0,016)	
Observaciones	438.301	340.054	340.013	338.562	
B. VI (PRIMERA ETAPA)					
(JORNADA ÚNICA)					
	(1)	(2)	(3)	(4)	
Jornada única	0,005*** (0,001)	0,005*** (0,001)	0,005*** (0,001)	0,005*** (0,000)	
Edad	0,004** (0,002)	0,004* (0,002)	0,000 (0,002)	-0,001 (0,003)	
Mujer	-0,008* (0,004)	-0,005 (0,004)	-0,001 (0,004)	-0,001 (0,004)	
Área rural	0,055*** (0,012)	0,047*** (0,013)	0,049*** (0,011)	0,010 (0,012)	
Afro	0,064** (0,030)	0,088** (0,035)	0,101*** (0,037)	0,049 (0,035)	
Indígena	0,056** (0,024)	0,030 (0,028)	0,027 (0,027)	-0,021 (0,027)	
Integrantes de la familia	-0,004** (0,002)	-0,002 (0,002)	-0,001 (0,001)	0,000 (0,001)	
Estudiante que trabaja	-0,015 (0,013)	0,003 (0,013)	-0,006 (0,012)	-0,007 (0,011)	
Educación de la madre	Primaria	-0,008 (0,010)	-0,007 (0,011)	-0,006 (0,011)	-0,003 (0,011)
	Secundaria	-0,018* (0,010)	-0,025** (0,012)	-0,029** (0,014)	-0,009 (0,011)
	Técnico	0,013 (0,012)	-0,019 (0,013)	-0,027* (0,014)	-0,006 (0,013)
	Profesional	0,067*** (0,019)	0,019 (0,012)	0,009 (0,012)	0,008 (0,012)
	Posgrado	0,076*** (0,025)	0,026* (0,015)	0,023 (0,015)	0,017 (0,015)
Ingreso del hogar (SMMLV)	Entre 1 y 2	-0,034** (0,016)	-0,042** (0,019)	-0,053** (0,022)	0,001 (0,007)
	Entre 2 y 3	-0,004 (0,015)	-0,039* (0,020)	-0,058** (0,028)	0,009 (0,010)
	Entre 3 y 5	0,060*** (0,012)	-0,017 (0,017)	-0,042 (0,026)	0,023* (0,012)
	Entre 5 y 7	0,131*** (0,020)	0,013 (0,014)	-0,016 (0,019)	0,053*** (0,017)
	Entre 7 y 10	0,218*** (0,033)	0,050*** (0,016)	0,016 (0,017)	0,089*** (0,024)
	10 o más	0,338*** (0,035)	0,135*** (0,019)	0,095*** (0,023)	0,180*** (0,027)

CUADRO 11. ESTIMACIONES POR MCO Y VI DEL IMPACTO DE LA JORNADA ÚNICA EN EL PUNTAJE PROMEDIO DE LAS PRUEBAS SABER 11 (GRUPO CONTRAFACUAL: MAÑANA Y TARDE), 2009 (CONTINUACIÓN)

	(1)	(2)	(3)	(4)
Menos de 90		0,022 (0,019)	-0,050*** (0,019)	-0,056*** (0,018)
Entre 90 y 120		0,170*** (0,032)	0,000 (0,025)	0,012 (0,023)
Valor de la pensión (miles de pesos)	Entre 120 y 150	0,143*** (0,055)	-0,046 (0,037)	-0,038 (0,041)
	Entre 150 y 250	0,196*** (0,031)	0,002 (0,039)	0,006 (0,037)
	Más de 250	0,289*** (0,054)	0,102*** (0,036)	0,129*** (0,038)
Institución no oficial			0,253*** (0,061)	0,296*** (0,063)
Examen en marzo			0,004 (0,020)	-0,023 (0,018)
Institución de género mixto			0,051* (0,027)	0,031 (0,028)
Municipio	Población (miles)			0,000*** (0,000)
	Porcentaje urbano			-0,002*** (0,000)
	Porcentaje de NBI			0,000 (0,001)
	Porcentaje de analfabetismo			0,001 (0,003)
	Porcentaje de homicidios			0,000 (0,000)
	Desempeño fiscal			-0,004*** (0,001)
Constante	0,157*** (0,037)	0,136*** (0,045)	0,149*** (0,048)	0,562*** (0,124)
F instrumento	49,6***	39,1***	39,3***	252,8***
Observaciones	438.301	340.054	340.013	338.562

C. VI (SEGUNDA ETAPA)

(LOGARITMO DEL PROMEDIO)

	(1)	(2)	(3)	(4)
Jornada única	0,059*** (0,022)	0,047** (0,018)	0,051*** (0,019)	0,025*** (0,007)
Edad	-0,006*** (0,000)	-0,006*** (0,000)	-0,006*** (0,000)	-0,006*** (0,000)
Mujer	-0,015*** (0,001)	-0,017*** (0,001)	-0,019*** (0,001)	-0,019*** (0,001)
Área rural	-0,015*** (0,002)	-0,014*** (0,002)	-0,013*** (0,002)	-0,013*** (0,001)
Afro	-0,053*** (0,004)	-0,054*** (0,004)	-0,055*** (0,005)	-0,041*** (0,003)
Indígena	-0,015*** (0,004)	-0,012*** (0,003)	-0,012*** (0,003)	-0,007*** (0,002)
Integrantes de la familia	-0,003*** (0,000)	-0,003*** (0,000)	-0,003*** (0,000)	-0,002*** (0,000)
Estudiante que trabaja	-0,009*** (0,001)	-0,008*** (0,001)	-0,007*** (0,001)	-0,008*** (0,001)

CUADRO 11. ESTIMACIONES POR MCO Y VI DEL IMPACTO DE LA JORNADA ÚNICA EN EL PUNTAJE PROMEDIO DE LAS PRUEBAS SABER 11 (GRUPO CONTRAFACUAL: MAÑANA Y TARDE), 2009 (CONTINUACIÓN)

	(1)	(2)	(3)	(4)	
Educación de la madre	Primaria	0,010*** (0,002)	0,010*** (0,002)	0,010*** (0,002)	0,006*** (0,002)
	Secundaria	0,024*** (0,002)	0,024*** (0,002)	0,023*** (0,002)	0,018*** (0,002)
	Técnico	0,054*** (0,002)	0,053*** (0,002)	0,051*** (0,002)	0,046*** (0,002)
	Profesional	0,062*** (0,002)	0,055*** (0,002)	0,054*** (0,002)	0,052*** (0,002)
	Posgrado	0,088*** (0,003)	0,081*** (0,003)	0,079*** (0,003)	0,077*** (0,002)
Ingreso del hogar (SMMLV)	Entre 1 y 2	0,014*** (0,003)	0,012*** (0,003)	0,012*** (0,003)	0,005*** (0,001)
	Entre 2 y 3	0,033*** (0,002)	0,029*** (0,003)	0,029*** (0,004)	0,020*** (0,001)
	Entre 3 y 5	0,054*** (0,002)	0,041*** (0,002)	0,041*** (0,003)	0,033*** (0,002)
	Entre 5 y 7	0,075*** (0,005)	0,051*** (0,002)	0,051*** (0,002)	0,044*** (0,002)
	Entre 7 y 10	0,097*** (0,007)	0,064*** (0,002)	0,063*** (0,003)	0,056*** (0,003)
	10 o más	0,122*** (0,007)	0,082*** (0,004)	0,082*** (0,006)	0,077*** (0,005)
Valor de la pensión (miles de pesos)	Menos de 90		0,004 (0,003)	0,008*** (0,003)	0,005** (0,002)
	Entre 90 y 120		0,008 (0,005)	0,015*** (0,003)	0,012*** (0,004)
	Entre 120 y 150		0,017*** (0,006)	0,023*** (0,006)	0,020*** (0,006)
	Entre 150 y 250		0,035*** (0,007)	0,037*** (0,006)	0,035*** (0,006)
	Más de 250		0,060*** (0,010)	0,062*** (0,010)	0,062*** (0,008)
Institución no oficial			-0,012** (0,005)	-0,008** (0,004)	
Examen en marzo			0,003 (0,005)	0,004 (0,005)	
Institución de género mixto			-0,028*** (0,003)	-0,025*** (0,003)	
Municipio	Población (miles)			0,000 (0,000)	
	Porcentaje urbano			0,000*** (0,000)	
	Porcentaje de NBI			0,000*** (0,000)	
	Porcentaje de analfabetismo			-0,001*** (0,000)	
	Porcentaje de homicidios			0,000*** (0,000)	
	Desempeño fiscal			0,000** (0,000)	
Constante	3,868*** (0,007)	3,881*** (0,008)	3,904*** (0,008)	3,928*** (0,017)	
Observaciones	438.301	340.054	340.013	338.562	
Hausman	7,8***	8,0***	8,6***	8,0***	
Cragg-Donald	2.600***	2.100***	2.100***	1.800***	

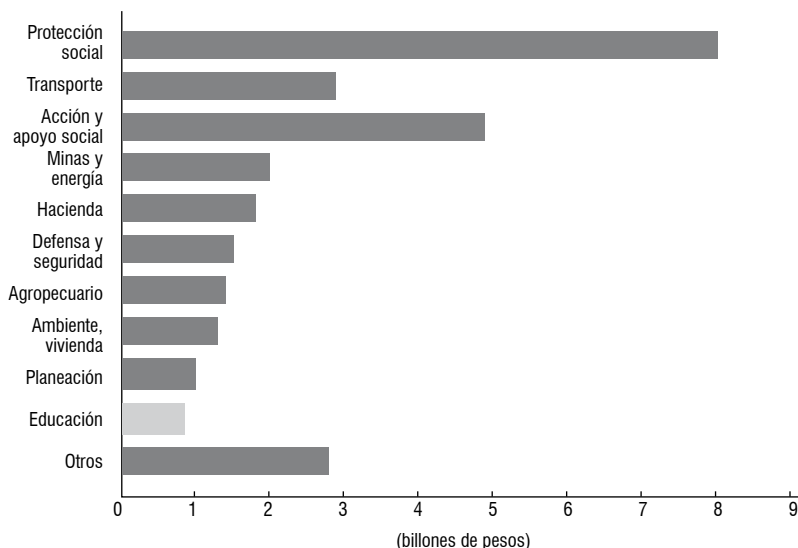
Nota: ***, ** y * denotan significancia estadística al 1%, 5% y 10%, respectivamente. Entre paréntesis errores estándar.
Fuente: Icfes (prueba Saber 11, 2009); cálculos del autor.

Para estimar los costos fijos, se debe primero responder dos preguntas: ¿cuál es el costo por alumno de construir una institución educativa?; y ¿para cuántos alumnos se necesitan nuevas instalaciones? Con respecto a la primera pregunta, hay dos particularidades que se deben tener en cuenta: primero, las instalaciones educativas son utilizadas por varias cohortes de manera simultánea y, con un mantenimiento adecuado, tienen una vida útil que oscila alrededor de los 25 años; segundo, incluyendo el prejardín y la transición, el ciclo escolar de cada alumno dura en promedio catorce años. Dado lo anterior, se puede pensar que en una institución con capacidad para 1.000 alumnos por año se proveen un total de 25.000 cupos en 25 años, que alcanzan para que 1.786 estudiantes completen su ciclo escolar. El verdadero costo por alumno de la infraestructura equivale al total dividido por el número de ciclos que se completaron durante la vida útil de las instalaciones.

Con respecto a los costos, en este capítulo se toma como punto de referencia el proyecto de construcción, dotación y concesión educativa del MEN, ya que se trata de instituciones cuya infraestructura fue diseñada con especificaciones de calidad relativamente altas. A precios de 2011 el costo de construcción y dotación de una institución con capacidad para 1.440 alumnos por año es cercano a los \$9.000 millones⁵. Con una vida útil de 25 años, cada una de estas instituciones sirve para completar 2.571 ciclos, con un costo fijo por alumno de \$3,5 millones.

En cuanto al total de alumnos que actualmente estudian en la jornada de la tarde, en 2009 había 2.138.451 estudiantes matriculados en instituciones oficiales (Cuadro 1). Para que un número equivalente de alumnos completara su ciclo escolar, y suponiendo una vida útil de 25 años de las instalaciones, sería necesario construir y dotar instituciones con capacidad para 1.197.533 alumnos por año, que, a un costo de \$3,5 millones por alumno, implicarían una inversión de \$7.484.579 millones. Si esta última cifra se dividiera (sin intereses) en 25, que son los años de vida útil de las instalaciones, la inversión anual sería inferior a \$300.000 millones, que equivalen al 4% de las apropiaciones vigentes del presupuesto general de la nación (PNG) de 2011 por concepto de inversión en protección social, y al 6% y 10% del presupuesto destinado a inversión en transporte y acción social, respectivamente. Nótese que en 2011 las inversiones en educación no llegan al billón de pesos (\$940.486 millones), cifra muy inferior a la de otros sectores (Gráfico 1).

⁵ Este valor fue suministrado por el MEN y corresponde a un promedio de los distintos proyectos que se adelantan en todas las regiones del país.

GRÁFICO 1. APROPIACIONES VIGENTES DEL PRESUPUESTO GENERAL DE LA NACIÓN DESTINADO A INVERSIÓN POR SECTORES, 2009

Fuente: Ministerio de Hacienda y Crédito Público (ejecución del PNG, 31 de enero de 2011).

En el Cuadro 12 se desagregan los costos por departamento. El monto total de la inversión supera el billón de pesos en Bogotá y Antioquia, y es mayor a los \$500.000 millones en Valle y Atlántico. El 73,2% de la inversión se concentra en los diez primeros departamentos de esta lista. En el otro extremo se encuentran siete departamentos (de los cuales seis son de las regiones Amazonía y Orinoquía), donde la inversión necesaria es inferior a los \$50.000 millones. Al agregar, se encuentra que la Caribe es la región que requiere mayores inversiones, con \$2,1 billones, seguido de la centroccidental (Antioquia y Eje cafetero), Bogotá, la centro-oriental (Huila, Tolima, Cundinamarca, Boyacá, Santander y Norte de Santander) y Pacífico (Nariño, Cauca, Valle del Cauca y Chocó). En términos per cápita, la región que mayor inversión requiere es la Caribe, alcanzando valores de \$230.000 por habitante. Le siguen, en magnitud, la centroccidental, Bogotá y la centro-oriental. Entre los departamentos cuya inversión por habitante superaría los \$200.000 se encuentran todos los del Caribe (excepto La Guajira), además de Bogotá, Antioquia, Quindío y Amazonas. En el otro extremo, están Guainía y Vaupés, que de acuerdo con el MEN no tienen estudiantes en la jornada de la tarde, y hay siete departamentos en los cuales la inversión por habitante sería inferior a \$100.000: Guaviare, Vichada, Arauca, Putumayo, Chocó, Cauca y Boyacá (Cuadro 12).

CUADRO 12. INVERSIÓN TOTAL Y PER CÁPITA POR DEPARTAMENTO (MILLONES DE PESOS), 2009

DEPARTAMENTO	TOTAL	PER CÁPITA	DEPARTAMENTO	TOTAL	PER CÁPITA
Bogotá, D. C.	1.337.231	0,20	Nariño	149.359	0,10
Antioquia	1.152.358	0,20	Boyacá	118.087	0,09
Valle	562.412	0,14	Quindío	116.235	0,22
Atlántico	513.443	0,24	Cauca	106.796	0,08
Bolívar	416.255	0,22	La Guajira	104.500	0,15
Santander	343.861	0,18	Caldas	102.554	0,11
Córdoba	331.657	0,23	Caquetá	57.341	0,14
Magdalena	303.594	0,26	Casanare	48.675	0,16
Cundinamarca	273.039	0,12	Chocó	35.616	0,08
Cesar	249.739	0,28	Putumayo	20.965	0,07
Tolima	212.338	0,16	Arauca	17.350	0,07
Norte de Santander	208.215	0,17	Amazonas	13.822	0,31
Sucre	191.972	0,25	San Andrés	10.122	0,14
Risaralda	169.680	0,19	Guaviare	95	0,00
Huila	164.945	0,16	Vichada	49	0,00
Meta	152.282	0,19	Colombia	7.484.579	0,17

Fuente: MEN y DANE (censo 2005); cálculos del autor.

6. CONCLUSIONES

En este capítulo se estudió la doble jornada escolar en Colombia, y su impacto sobre el desempeño académico de los estudiantes. Para esto se identificó el efecto local promedio del tratamiento (LATE) a partir de regresiones por variables instrumentales. Se escogió como instrumento a la oferta de educación en jornada única en el municipio donde habita el estudiante. Los resultados soportan la literatura internacional: los estudiantes de jornada única tienen un mejor rendimiento académico, en especial si se compara con aquellos de la jornada de la tarde. Puede, entonces, afirmarse que la doble jornada escolar no solo genera desigualdades entre aquellos que tienen la oportunidad de estudiar en jornada única, sino también entre los de la mañana y los de la tarde. Además, al replicar los ejercicios únicamente con los estudiantes de instituciones oficiales, se encuentran resultados similares, lo que indica que el problema de la jornada escolar va más allá de la brecha público/privado.

En vista de que mejorar la calidad de la educación es una de las inversiones más rentables en términos de crecimiento y desarrollo, y que en Colombia la doble

jornada afecta la calidad, se considera que este es un tema que debe volver a ocupar un lugar central en el debate sobre la educación en Colombia. Más aún cuando en otros países, como Chile, se ha encontrado que la jornada única tiene efectos positivos sobre otros aspectos como la deserción escolar, la delincuencia juvenil y los embarazos adolescentes, problemas altamente relevantes para nosotros.

Los costos fijos de implementar una única jornada diurna se estiman en \$7,5 billones, siendo la región Caribe la que mayor inversión requiere. Este es un monto significativo pero alcanzable, si se tiene en cuenta que es muy inferior al que se destina para la inversión en otras carteras del gobierno nacional. La historia reciente ha mostrado que sí es posible ampliar de manera rápida los recursos para áreas estratégicas del desarrollo, y lo que hace falta en este caso es la voluntad de los distintos sectores involucrados, comenzando por el Gobierno y los docentes. El diseño de transición gradual que se usó en Chile puede ser un buen punto de partida para volver a discutir la implementación de una única jornada diurna en Colombia. También se debe debatir el uso del tiempo adicional por parte de los alumnos. En efecto, hay quienes sostienen que se trata de un tiempo que se debe emplear en actividades deportivas y culturales, mientras que otros creen que se debe emplear para cerrar las brechas más grandes, que de acuerdo con los resultados de las pruebas Saber 11 están en matemáticas, química y ciencias sociales.

Por último, este documento se concentró en los beneficios académicos de la jornada completa, y en los costos fijos de su implementación, quedando por fuera del análisis otros mecanismos con los cuales la jornada escolar puede mejorar la calidad de vida de las personas y la totalidad de los costos variables o recurrentes que implicaría una medida de esta naturaleza. Valdría entonces la pena seguir estudiando estos temas, por ejemplo, midiendo el impacto de la jornada escolar en indicadores de violencia juvenil. Así mismo, se requiere de un juicioso análisis de los costos recurrentes asociados con la planta docente, con su capacitación y con la alimentación escolar, temas claves que van a tener que analizarse en el momento en el que se intente llevar a la práctica lo que dispone la ley desde 1994.

REFERENCIAS

- Abadie, A.; Angrist, J.; Imbens, G. (2002). “Instrumental Variables Estimates of the Effect of Subsidized Training on the Quantiles of Trainee Earnings”, *Econometrica*, vol. 70, pp. 91-117.
- Angrist, J.; Pischke, J.-S. (2009). *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*, Princeton: Princeton University Press.
- 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.
- Barrera-Osorio, F.; Patrinos, H. A. (2010). “An International Perspective on School Vouchers”, en Mark Berends, Matthew G. Springer, Dale Ballou y Herbert J. Walberg (eds.), *Handbook of Research on School Choice*, New York: Routledge.
- Barro, R. J. (2001). “Human Capital and Growth”, *American Economic Review*, vol. 91, núm. 2, pp. 12-17.
- Baum, C. F., Schaffer, M. E., Stillman, S. (2010). “ivreg2: Stata Module for Extended Instrumental Variables/2SLS, GMM and AC/HAC, LIML and k-class Regression” [en línea], consultado el 15 de febrero de 2011, disponible en: <http://ideas.repec.org/c/boc/bocode/s425401.html>
- Basset, R.; Koenker, G. W. (1982). “An Empirical Quantile Function for Linear Models with iid Errors”, *Journal of American Statistical Association*, vol. 77, núm. 378.
- Bonilla, J. D. (2010). “A Contract to Make Public Schools Accountable: Evidence from Bogota-Colombia” (mimeo), Universidad de Maryland.
- Bray, M. (2000). *Double-shift Schooling: Design and Operation for Cost-effectiveness*, International Institute for Educational Planning (IIEP) and The Commonwealth Secretariat, París.
- Card, D.; Krueger, A. B. (1992). “Does School Quality Matter? Returns to Education and the Characteristics of Public Schools in the United States”, *Journal of Political Economy*, vol. 100, pp. 1-40.
- Caro, B. L. (2000). “Factores asociados al logro académico de los alumnos de 3.º y 5.º de primaria de Bogotá”, *Coyuntura Social*, núm. 22, pp. 65-80, Fedesarrollo.
- Comisión Nacional para la Excelencia en la Educación (1983). “A Nation at Risk: The Imperative for Educational Reform”, Reporte a la Nación y al Secretario de Educación de los Estados Unidos.

- Fernández, M. (2001). *La jornada escolar: Análisis y valoración de los procesos, los efectos y las opciones de la implementación de la jornada continua*, Barcelona: Ariel.
- Frölich, M.; Melly, B. (2010). “Estimation of Quantile Treatment Effects with Stata”, *Stata Journal*, vol. 10, pp. 423-457.
- Fuller, B. (1987). “What School Factors Raise Achievement in the Third World?”, *Review of Educational Research*, vol. 57, núm. 3, pp. 255-292.
- García, A. (2006). “Evaluación del impacto de la jornada escolar completa” (mimeo), Universidad de Chile.
- Gaviria, A.; Barrientos, J. H. (2001). “Determinantes de la calidad de la educación en Colombia”, Archivos de Economía, núm. 159, Departamento Nacional de Planeación (DNP).
- Gibbons, C. ; Suárez, J. C. (2010). “LATE for School: Instrumental Variables and the Returns to Education” (mimeo), University of California, Berkeley.
- Hanushek, E. A.; Kimko, D. D. (2000). “Schooling, Labor Force Quality and the Growth of Nations”, *American Economic Review*, vol. 90, núm. 5, pp. 1184-1208.
- Heckman, J.; Layne-Farrar, A.; Todd, P. (1996). “Does Measured School Quality Really Matter? An Examination of the Earnings-Quality Relationship”, en Gary Burtless (ed.), *Does Money Matter?: the Effect of School Resources on Student Achievement and Adult Success*, Washington: Brooking Institute Press.
- Herrán, C. A.; Rodríguez, A. (2000). “Secondary Education in Brazil: Time to Move Forward” (reporte), núm. BR-014, Banco Mundial y Banco Interamericano de Desarrollo, Washington, D. C.
- Imbens, G. W.; Angrist, J. D. (1994). “Identification and Estimation of Local Average Treatment Effects”, *Econometrica*, vol. 62, núm. 2, pp. 467-476.
- Iregui, A. M.; Melo, L.; Ramos, J. (2006). “Evaluación y análisis de eficiencia de la educación en Colombia”, Borradores de Economía, núm. 381, Banco de la República.
- Kruger, D. I.; Berthelon, M. (2009). “Delaying the Bell: The Effects of Longer School Days on Adolescent Motherhood in Chile”, Discussion Paper, núm. 4553, Institute for the Study of Labor (IZA).
- Lavy, V. (2010). “Do Differences in School’s Instruction Time Explain International Achievement Gaps in Math, Science and Reading? Evidence from the Developed and Developing Countries”, working paper, núm. 16277, National Bureau of Economic Research.
- Lee, J.-W.; Barro, R. J. (2001). “Schooling Quality in a Cross-Section of Countries”, *Economica*, vol. 68, núm. 272, pp. 465-88, London School of Economics and Political Science (LSE).

- Linden, T. (2001). "Double-shift Secondary Schools: Possibilities and Issues", Secondary Education Series, núm. 22861, Banco Mundial.
- Ministerio de Educación Nacional (1998). "Jornada escolar en Colombia", *Educación y Cultura*, núm. 46, pp. 18-25, Federación Colombiana de Educadores (Fecode).
- Montes, B.; Nieves, C. (1998). "La jornada única: un proceso irreversible", *Educación y Cultura*, núm. 46, pp. 26-30, Federación Colombiana de Educadores (Fecode).
- Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico (OCDE) (1998). "Education at Glance", OCDE Indicators, París.
- Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico (OCDE) (2000). *Investing in Education: Analysis of the 1999 World Education Indicators*, OCDE, París.
- Piñeros, L. J.; Rodríguez A. (1999). "School Inputs in Secondary Education and their Effects on Academic Achievement: a Study in Colombia", LCSHD Paper Series, núm. 36, Banco Mundial.
- Pires, T.; Urzúa, S. (2010). "Longer School Days, Better Outcomes?" (mimeo). Northwestern University.
- Pischke, J.-S. (2007). "The Impact of Length of the School Year on Student Performance and Earnings: Evidence from the German Short School Years" (mimeo), London School of Economics and Political Science (LSE).
- Ramírez, M. T.; Téllez, J. P. (2007). "La educación primaria y secundaria en Colombia en el siglo XX", en James Robinson y Miguel Urrutia (eds.), *Economía colombiana del siglo XX: un análisis cuantitativo*, Bogotá: Fondo de Cultura Económica y Banco de la República.
- Somers, M. A.; McEwan, P. J.; Douglas, J. (2004). "How Effective Are Private Schools in Latin America?", *Comparative Education Review*, vol. 48, núm. 1, pp. 48-69.
- Stock, J. H.; Yogo, M. (2002). "Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression", NBER Technical Working Papers, núm. 284, National Bureau of Economic Research (NBER).
- Universidad de los Andes (2000). "Reporte de monitoreo pedagógico" (mimeo), Bogotá: Universidad de los Andes.
- Valenzuela, J. P. (2005). "Partial Evaluation of a Big Reform in the Chilean Education System: From a Half Day to a Full Day Schooling" (tesis Ph.D.), University of Michigan.

ANEXOS

ANEXO 1

CUADRO A1. INSCRIPCIÓN A LAS PRUEBAS SABER 11, POR JORNADA ESCOLAR, INGRESO DEL HOGAR (SMMLV) Y VALOR DE LA PENSIÓN ESCOLAR, 2009 A.

A. INGRESO DEL HOGAR (SMMLV)											
INGRESO	COMPLETA		MAÑANA		TARDE		NOCHE O SABATINA-DOMINICAL		TOTAL		
		(porcentaje)		(porcentaje)		(porcentaje)		(porcentaje)		(porcentaje)	
Menos de 1		41.108	26,6	68.204	44,1	24.697	16,0	20.632	13,3	154.641	100,0
	(porcentaje)	28,6		29,7		27,2		33,6		29,4	
Entre 1 y 2		51.323	22,6	100.000	44,0	46.012	20,2	30.062	13,2	227.397	100,0
	(porcentaje)	35,7		43,6		50,7		49,0		43,3	
Entre 2 y 3		22.230	27,9	35.430	44,4	14.218	17,8	7.842	9,8	79.720	100,0
	(porcentaje)	15,5		15,4		15,7		12,8		15,2	
Entre 3 y 5		14.045	37,5	16.639	44,4	4.479	12,0	2.293	6,1	37.456	100,0
	(porcentaje)	9,8		7,3		4,9		3,7		7,1	
Entre 5 y 7		5.900	47,8	5.154	41,7	902	7,3	400	3,2	12.356	100,0
	(porcentaje)	4,1		2,2		1,0		0,7		2,4	
Entre 7 y 10		3.616	59,1	2.105	34,4	296	4,8	99	1,6	6.116	100,0
	(porcentaje)	2,5		0,9		0,3		0,2		1,2	
10 o más		5.649	73,7	1.791	23,4	149	1,9	74	1,0	7.663	100,0
	(porcentaje)	3,9		0,8		0,2		0,1		1,5	
Total		143.871	27,4	229.323	43,7	90.753	17,3	61.402	11,7	525.349	100,0
	(porcentaje)	100,0		100,0		100,0		100,0		100,0	

CUADRO A1. INSCRIPCIÓN A LAS PRUEBAS SABER 11, POR JORNADA ESCOLAR, INGRESO DEL HOGAR (SMMLV) Y VALOR DE LA PENSIÓN ESCOLAR, 2009 (CONTINUACIÓN)

B. VALOR DE LA PENSIÓN (MILES DE PESOS)										
PENSIÓN	COMPLETA		MAÑANA		TARDE		NOCHE O SABATINA-DOMINICAL		TOTAL	
		(porcentaje)		(porcentaje)		(porcentaje)		(porcentaje)		(porcentaje)
No paga	65.171	25,3	121.179	47,0	52.856	20,5	18.825	7,3	258.031	100,0
	(porcentaje)	57,2	69,4	79,7	55,9	66,4				
Menos de 90	14.392	22,6	26.626	41,8	9.006	14,2	13.600	21,4	63.624	100,0
	(porcentaje)	12,6	15,3	13,6	40,4	16,4				
Entre 90 y 120	7.539	42,4	7.323	41,2	2.174	12,2	748	4,2	17.784	100,0
	(porcentaje)	6,6	4,2	3,3	2,2	4,6				
Entre 120 y 150	5.181	42,0	5.762	46,7	1.125	9,1	262	2,1	12.330	100,0
	(porcentaje)	4,5	3,3	1,7	0,8	3,2				
Entre 150 y 250	8.712	49,6	8.059	45,9	607	3,5	191	1,1	17.569	100,0
	(porcentaje)	7,6	4,6	0,9	0,6	4,5				
Más de 250	12.991	67,8	5.586	29,1	527	2,7	64	0,3	19.168	100,0
	(porcentaje)	11,4	3,2	0,8	0,2	4,9				
Total	113.986	29,3	174.535	44,9	66.295	17,1	33.690	8,7	388.506	100,0
	(porcentaje)	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0				

Nota: en cursiva se encuentran las participaciones en el total de inscritos por jornada (columna) y por ingreso del hogar y valor de la pensión (fila).

Fuente: Icfes (prueba Saber 11, 2009); cálculos del autor.

ANEXO2

CUADRO A2. PUNTAJE PROMEDIO DE LAS PRUEBAS SABER 11, POR ALGUNAS CARACTERÍSTICAS PERSONALES Y FAMILIARES, Y DE LA INSTITUCIÓN EDUCATIVA, 2009

	CARACTERÍSTICA	PUNTAJE PROMEDIO	ERROR ESTÁNDAR	BRECHA
Género	Masculino	44,91	(0,01)	
	Femenino	44,12	(0,01)	-0,80 ***
Área	Urbana	44,81	(0,01)	
	Rural	43,20	(0,01)	-1,61 ***
Etnia	Ninguna/otra	44,61	(0,01)	
	Afro	41,48	(0,03)	-3,13 ***
	Indígena	43,15	(0,04)	-1,46 ***
Situación laboral	No trabaja	44,70	(0,01)	
	Trabaja	42,74	(0,02)	-1,95 ***
Educación de la madre	Ninguna	41,90	(0,04)	
	Primaria incompleta	42,82	(0,01)	0,93 ***
	Primaria completa	43,11	(0,01)	1,22 ***
	Secundaria incompleta	43,94	(0,01)	2,04 ***
	Secundaria completa	44,83	(0,01)	2,93 ***
	Técnico incompleta	45,64	(0,06)	3,74 ***
	Técnico completa	47,07	(0,03)	5,17 ***
	Profesional incompleta	47,74	(0,06)	5,84 ***
	Profesional completa	48,56	(0,03)	6,67 ***
Posgrado	51,16	(0,07)	9,27 ***	
Ingreso del hogar (SMMLV)	Menos de 1	42,87	(0,01)	
	Entre 1 y 2	43,94	(0,01)	1,06 ***
	Entre 2 y 3	45,59	(0,02)	2,71 ***
	Entre 3 y 5	47,52	(0,03)	4,65 ***
	Entre 5 y 7	49,41	(0,05)	6,53 ***
	Entre 7 y 10	51,14	(0,08)	8,27 ***
	10 o más	53,25	(0,08)	10,38 ***

CUADRO A2. PUNTAJE PROMEDIO DE LAS PRUEBAS SABER 11, POR ALGUNAS CARACTERÍSTICAS PERSONALES Y FAMILIARES, Y DE LA INSTITUCIÓN EDUCATIVA, 2009
(CONTINUACIÓN)

	CARACTERÍSTICA	PUNTAJE PROMEDIO	ERROR ESTÁNDAR	BRECHA
	No paga	44,04	(0,01)	
	Menos de 90	44,38	(0,02)	0,33 ***
Valor de la pensión (miles de pesos)	Entre 90 y 120	46,26	(0,04)	2,22 ***
	Entre 120 y 150	47,36	(0,05)	3,31 ***
	Entre 150 y 250	49,05	(0,04)	5,01 ***
	Más de 250	52,15	(0,05)	8,11 ***
Institución naturaleza	Oficial	43,91	(0,01)	
	No oficial	46,00	(0,02)	2,08 ***
Institución género	No mixto	46,81	(0,03)	
	Mixto	44,22	(0,01)	-2,59 ***
Sesión	Marzo	45,16	(0,02)	
	Septiembre	44,37	(0,01)	-0,78 ***

Nota: ***, ** y * denotan significancia estadística al 1%, 5% y 10%, respectivamente.
Fuente: Icfes (prueba Saber 11, 2009); cálculos del autor.

ANEXO 3

DESCRIPCIÓN DE LA METODOLOGÍA

A continuación se describe brevemente la metodología de identificación del impacto, siguiendo la notación de Angrist y Pischke (2009). Sea $Y_i(d, z)$ el resultado potencial del individuo i con tratamiento $D_i = d$ e instrumento $Z_i = z$. Para simplificar, primero se supone que no hay covariantes exógenas; que tanto el tratamiento como el instrumento son binarios, y que el instrumento tiene un efecto causal sobre el tratamiento, entonces el tratamiento observado puede notarse como:

$$D_i = E[D_{0i}] + E[(D_{1i} - D_{0i})Z_i] + \varepsilon_i \quad (1)$$

donde D_{1i} es el tratamiento cuando $Z_i = 1$, D_{0i} lo es cuando $Z_i = 0$, y $E[(D_{1i} - D_{0i})]$ es el efecto causal del instrumento en el tratamiento. Notando $Y_{1i} = Y_i(1,1)$ y $Y_{0i} = Y_i(0,1)$, los cuatro supuestos del teorema de LATE son:

$$1. \text{ Independencia: } \{Y_i(D_{1i}, 1), Y_i(D_{0i}, 1), D_{1i}, D_{0i}\} \perp Z_i; \quad (2)$$

$$2. \text{ Exclusión: } Y_i(d, 0) = Y_i(d, 1) \equiv Y_{di} \text{ para } d = 0, 1; \quad (3)$$

$$3. \text{ Primera etapa: } E[D_{1i} - D_{0i}] \neq 0; \quad (4)$$

$$4. \text{ Monotonicidad: } D_{1i} - D_{0i} \geq 0 \text{ para todo } i, \text{ o viceversa;} \quad (5)$$

Siempre que se cumplan estos supuestos, el LATE equivale al estimador de Wald:

$$\rho_i = \frac{E[Y_i | Z_i = 1] - E[Y_i | Z_i = 0]}{E[D_i | Z_i = 1] - E[D_i | Z_i = 0]} = E[Y_{1i} - Y_{0i} | D_{1i} > D_{0i}] \quad (6)$$

En el caso de tener covariantes exógenas (X_i), se tiene un LATE para cada conjunto de X_i , tal que:

$$\lambda_f(X_i) = E[Y_{1i} - Y_{0i} | X_i, D_{1i} > D_{0i}] \quad (7)$$

Si los supuestos de LATE señalados se mantienen condicionados en X_i , entonces el estimador en dos etapas corresponde a una suma ponderada del conjunto de los LATE:

$$\rho_c = E[\bar{\omega}(X_i)\lambda_i(X_i)] \quad (8)$$

En donde $\bar{\omega}(X_i)$ es función de la varianza promedio condicionada de los valores ajustados de la primera etapa para cada valor de X_i . Cuando se tienen instrumentos continuos, esta suma ponderada equivale a:

$$\rho_c = \frac{Cov(Y_i, \tilde{z}_i)}{Cov(D_i, \tilde{z}_i)} \quad (9)$$

donde \tilde{z}_i es el residual de la regresión de Z_i en X_i . En el documento se reportan los resultados de las regresiones de mínimos cuadrados en dos etapas (2SLS) con errores corregidos por clústeres municipales. Como prueba de robustez también se estimaron los modelos por máxima verosimilitud con información limitada (LIML, por su sigla en inglés), encontrándose resultados similares⁶. Se adjuntan a los resultados tres pruebas de especificación: la primera es la de Hausman, que confirma que la variable de tratamiento (o regresor endógeno) realmente es endógeno si se rechaza la hipótesis nula⁷. En segundo lugar, está la prueba de Cragg-Donald, que mide el poder explicativo de los instrumentos en la probabilidad de recibir el tratamiento. La hipótesis nula de esta prueba es que la identificación es débil y se contrasta con los valores críticos propuestos por Stock y Yogo (2002). En tercer lugar, se reporta la prueba F de significancia de la variable instrumental en la primera etapa. Todas las regresiones y pruebas se hacen con el módulo *ivreg2* de Stata (Baum, Schaffer y Stillman, 2010).

⁶ Esta metodología tiene dos grandes ventajas: un menor sesgo por muestra finita (Angrist y Pischke, 2009) y mayor poder en caso de tenerse instrumentos débiles (Stock y Yogo, 2002).

⁷ En Gibbons y Suárez (2010) se muestra que la prueba de Hausman, cuya hipótesis nula es que el LATE equivale al ATE, no se equipara a una prueba de exogeneidad del instrumento.

ANEXO 4

CUADRO A4. ESTIMACIONES POR MCO Y VI DEL IMPACTO DE LA JORNADA ÚNICA EN EL PUNTAJE PROMEDIO DE LAS PRUEBAS SABER 11, POR GRUPOS CONTRAFACUALES, 2009

		A. MCO Y VI (SEGUNDA ETAPA)			
(LOGARITMO DEL PROMEDIO)		MAÑANA		TARDE	
		MCO	VI (2)	MCO	VI (2)
Jornada única		0,004 ** (0,002)	0,026 *** (0,007)	0,010 *** (0,003)	0,046 *** (0,017)
Edad		-0,006 *** (0,000)	-0,006 *** (0,000)	-0,006 *** (0,001)	-0,006 *** (0,001)
Mujer		-0,019 *** (0,001)	-0,019 *** (0,001)	-0,019 *** (0,001)	-0,019 *** (0,001)
Área rural		-0,014 *** (0,001)	-0,013 *** (0,001)	-0,012 *** (0,001)	-0,014 *** (0,002)
Afro		-0,043 *** (0,003)	-0,043 *** (0,003)	-0,040 *** (0,004)	-0,040 *** (0,005)
Indígena		-0,008 *** (0,002)	-0,007 *** (0,002)	-0,011 *** (0,003)	-0,009 ** (0,003)
Integrantes de la familia		-0,002 *** (0,000)	-0,002 *** (0,000)	-0,002 *** (0,000)	-0,002 *** (0,000)
Estudiante que trabaja		-0,008 *** (0,002)	-0,008 *** (0,001)	-0,009 *** (0,002)	-0,009 *** (0,002)
Educación de la madre	Primaria	0,007 *** (0,002)	0,007 *** (0,002)	0,003 (0,002)	0,004 (0,002)
	Secundaria	0,019 *** (0,002)	0,019 *** (0,002)	0,014 *** (0,002)	0,015 *** (0,002)
	Técnico	0,048 *** (0,002)	0,048 *** (0,002)	0,043 *** (0,003)	0,042 *** (0,003)
	Profesional	0,053 *** (0,002)	0,053 *** (0,002)	0,049 *** (0,003)	0,048 *** (0,003)
	Posgrado	0,079 *** (0,003)	0,078 *** (0,003)	0,076 *** (0,003)	0,074 *** (0,003)
Ingreso del hogar (SMMLV)	Entre 1 y 2	0,005 *** (0,001)	0,005 *** (0,001)	0,005 *** (0,001)	0,005 *** (0,001)
	Entre 2 y 3	0,021 *** (0,001)	0,021 *** (0,002)	0,020 *** (0,002)	0,019 *** (0,002)
	Entre 3 y 5	0,034 *** (0,002)	0,034 *** (0,002)	0,035 *** (0,002)	0,033 *** (0,002)
	Entre 5 y 7	0,045 *** (0,002)	0,044 *** (0,003)	0,046 *** (0,003)	0,043 *** (0,004)
	Entre 7 y 10	0,058 *** (0,003)	0,056 *** (0,003)	0,061 *** (0,003)	0,058 *** (0,004)
	10 o más	0,079 *** (0,005)	0,075 *** (0,005)	0,084 *** (0,004)	0,080 *** (0,004)

CUADRO A4. ESTIMACIONES POR MCO Y VI DEL IMPACTO DE LA JORNADA ÚNICA EN EL PUNTAJE PROMEDIO DE LAS PRUEBAS SABER 11, POR GRUPOS CONTRAFACUALES, 2009 (CONTINUACIÓN)

		MCO		VI (2)		MCO		VI (2)	
	Menos de 90	0,004	(0,003)	0,005 **	(0,003)	0,002	(0,003)	0,003	(0,003)
	Entre 90 y 120	0,014 ***	(0,004)	0,014 ***	(0,004)	0,008 *	(0,005)	0,007	(0,005)
Valor de la pensión (miles de pesos)	Entre 120 y 150	0,019 ***	(0,005)	0,021 ***	(0,005)	0,016 ***	(0,005)	0,014 **	(0,007)
	Entre 150 y 250	0,036 ***	(0,005)	0,037 ***	(0,005)	0,027 ***	(0,006)	0,023 ***	(0,007)
	Más de 250	0,067 ***	(0,006)	0,065 ***	(0,007)	0,064 ***	(0,009)	0,059 ***	(0,008)
Institución no oficial		-0,004	(0,003)	-0,010 ***	(0,003)	0,002	(0,004)	-0,013 *	(0,007)
Examen en marzo		0,001	(0,004)	0,004	(0,005)	0,000	(0,007)	0,002	(0,008)
Institución de género mixto		-0,024 ***	(0,003)	-0,025 ***	(0,003)	-0,022 ***	(0,004)	-0,022 ***	(0,005)
Municipio	Población (miles)	0,000	(0,000)	0,000	(0,000)	0,000	(0,000)	0,000	(0,000)
	Porcentaje urbano	-0,000 ***	(0,000)	-0,000 ***	(0,000)	-0,000 ***	(0,000)	-0,000	(0,000)
	Porcentaje de NBI	-0,000 ***	(0,000)	-0,000 **	(0,000)	-0,000 ***	(0,000)	-0,000 ***	(0,000)
	Porcentaje de analfabetismo	-0,001 ***	(0,000)	-0,001 ***	(0,000)	-0,001 ***	(0,000)	-0,001 **	(0,000)
	Porcentaje de homicidios	-0,000 ***	(0,000)	-0,000 ***	(0,000)	-0,000 ***	(0,000)	-0,000 ***	(0,000)
	Desempeño fiscal	0,000 *	(0,000)	0,000 **	(0,000)	0,000	(0,000)	0,000 *	(0,000)
Constante		3,937 ***	(0,016)	3,915 ***	(0,018)	3,952 ***	(0,022)	3,885 ***	(0,038)
Observaciones		274.759				171.234			
Hausman		9,4 ***				5,7***			
Cragg-Donald		1.400 ***				3.913***			

CUADRO A4. ESTIMACIONES POR MCO Y VI DEL IMPACTO DE LA JORNADA ÚNICA EN EL PUNTAJE PROMEDIO DE LAS PRUEBAS SABER 11, POR GRUPOS CONTRAFACUALES, 2009
(CONTINUACIÓN)

		B. VI (PRIMERA ETAPA)			
(JORNADA ÚNICA)		MAÑANA		TARDE	
Jornada única/Oferta		0,005 ***	(0,000)	0,003 ***	(0,000)
Edad		-0,001	(0,003)	-0,004 *	(0,002)
Mujer		-0,002	(0,004)	-0,003	(0,005)
Área rural		-0,003	(0,012)	0,048 **	(0,021)
Afro		0,063	(0,039)	0,028	(0,047)
Indígena		-0,020	(0,030)	-0,024	(0,039)
Integrantes de la familia		0,001	(0,001)	-0,004 ***	(0,001)
Estudiante que trabaja		-0,008	(0,013)	-0,006	(0,011)
	Primaria	0,001	(0,013)	-0,016	(0,012)
	Secundaria	-0,011	(0,014)	-0,014	(0,014)
Educación de la madre	Técnico	-0,012	(0,016)	0,004	(0,019)
	Profesional	-0,002	(0,014)	0,033 **	(0,015)
	Posgrado	0,003	(0,016)	0,048 ***	(0,018)
	Entre 1 y 2	0,000	(0,008)	0,003	(0,009)
	Entre 2 y 3	0,007	(0,011)	0,025 *	(0,014)
Ingreso del hogar (SMMLV)	Entre 3 y 5	0,018	(0,013)	0,051 ***	(0,016)
	Entre 5 y 7	0,045 **	(0,018)	0,081 ***	(0,021)
	Entre 7 y 10	0,083 ***	(0,021)	0,075 ***	(0,026)
	10 o más	0,168 ***	(0,026)	0,093 ***	(0,029)

CUADRO A4. ESTIMACIONES POR MCO Y VI DEL IMPACTO DE LA JORNADA ÚNICA EN EL PUNTAJE PROMEDIO DE LAS PRUEBAS SABER 11, POR GRUPOS CONTRAFACUALES, 2009
(CONTINUACIÓN)

B. VI (PRIMERA ETAPA)					
(JORNADA ÚNICA)		MAÑANA		TARDE	
	Menos de 90	-0,066 ***	(0,022)	-0,022	(0,031)
	Entre 90 y 120	0,002	(0,027)	0,044 *	(0,025)
Valor de la pensión (miles de pesos)	Entre 120 y 150	-0,060	(0,037)	0,046	(0,058)
	Entre 150 y 250	-0,028	(0,040)	0,108 ***	(0,039)
	Más de 250	0,098 **	(0,043)	0,125 **	(0,054)
	Institución no oficial	0,284 ***	(0,062)	0,409 ***	(0,096)
	Examen en marzo	-0,038 *	(0,020)	0,022	(0,036)
	Institución de género mixto	0,050	(0,031)	-0,017	(0,036)
Municipio	Población (miles)	-0,000 ***	(0,000)	-0,000 ***	(0,000)
	Porcentaje urbano	-0,002 ***	(0,001)	-0,005 ***	(0,001)
	Porcentaje de NBI	-0,001	(0,001)	-0,001	(0,001)
	Porcentaje de analfabetismo	0,002	(0,003)	-0,002	(0,003)
	Porcentaje de homicidios	0,000	(0,000)	-0,000	(0,000)
	Desempeño fiscal	-0,003 **	(0,001)	-0,006 ***	(0,002)
	Constante	0,507 ***	(0,144)	1,421 ***	(0,145)
	Observaciones				171.234
	F instrumento	226,91 ***		72,90 ***	

Nota: ***, ** y * denotan significancia estadística al 1%, 5% y 10%, respectivamente. Entre paréntesis errores estándar.
Fuente: Icfes (prueba Saber 11, 2009); cálculos del autor.

ANEXO 5

CUADRO A5. ESTIMACIONES POR MCO Y VI DEL IMPACTO DE LA JORNADA ÚNICA EN EL PUNTAJE PROMEDIO DE LAS PRUEBAS SABER 11 EN INSTITUCIONES EDUCATIVAS OFICIALES, 2009

		(Logaritmo del promedio)					
		MCO		VI (1)		VI (2)	
Jornada completa		0,004 *	(0,002)	0,005 ***	(0,000)	0,025 ***	(0,006)
Edad		-0,008 ***	(0,000)	0,001	(0,001)	-0,008 ***	(0,000)
Mujer		-0,019 ***	(0,001)	-0,004	(0,004)	-0,019 ***	(0,001)
Área rural		-0,013 ***	(0,001)	0,004	(0,011)	-0,013 ***	(0,001)
Afro		-0,039 ***	(0,003)	0,045	(0,037)	-0,040 ***	(0,003)
Indígena		-0,006 **	(0,002)	-0,009	(0,031)	-0,005 **	(0,002)
Integrantes de la familia		-0,002 ***	(0,000)	-0,000	(0,001)	-0,002 ***	(0,000)
Estudiante que trabaja		-0,006 ***	(0,001)	0,002	(0,008)	-0,007 ***	(0,001)
Educación de la madre	Primaria	0,005 ***	(0,002)	-0,008	(0,010)	0,005 ***	(0,002)
	Secundaria	0,016 ***	(0,002)	-0,013	(0,011)	0,016 ***	(0,002)
	Técnico	0,045 ***	(0,002)	-0,006	(0,013)	0,045 ***	(0,002)
	Profesional	0,045 ***	(0,002)	0,014	(0,015)	0,045 ***	(0,002)
	Posgrado	0,065 ***	(0,003)	0,017	(0,024)	0,064 ***	(0,003)
Ingreso del hogar (SMMLV)	Entre 1 y 2	0,005 ***	(0,001)	0,006	(0,006)	0,005 ***	(0,001)
	Entre 2 y 3	0,019 ***	(0,001)	0,018 *	(0,010)	0,019 ***	(0,001)
	Entre 3 y 5	0,031 ***	(0,002)	0,032 ***	(0,011)	0,031 ***	(0,002)
	Entre 5 y 7	0,048 ***	(0,005)	0,101 ***	(0,038)	0,046 ***	(0,005)
	Entre 7 y 10	0,048 ***	(0,006)	0,133 ***	(0,041)	0,046 ***	(0,005)
	10 o más	0,044 **	(0,019)	0,237 **	(0,110)	0,039 **	(0,017)

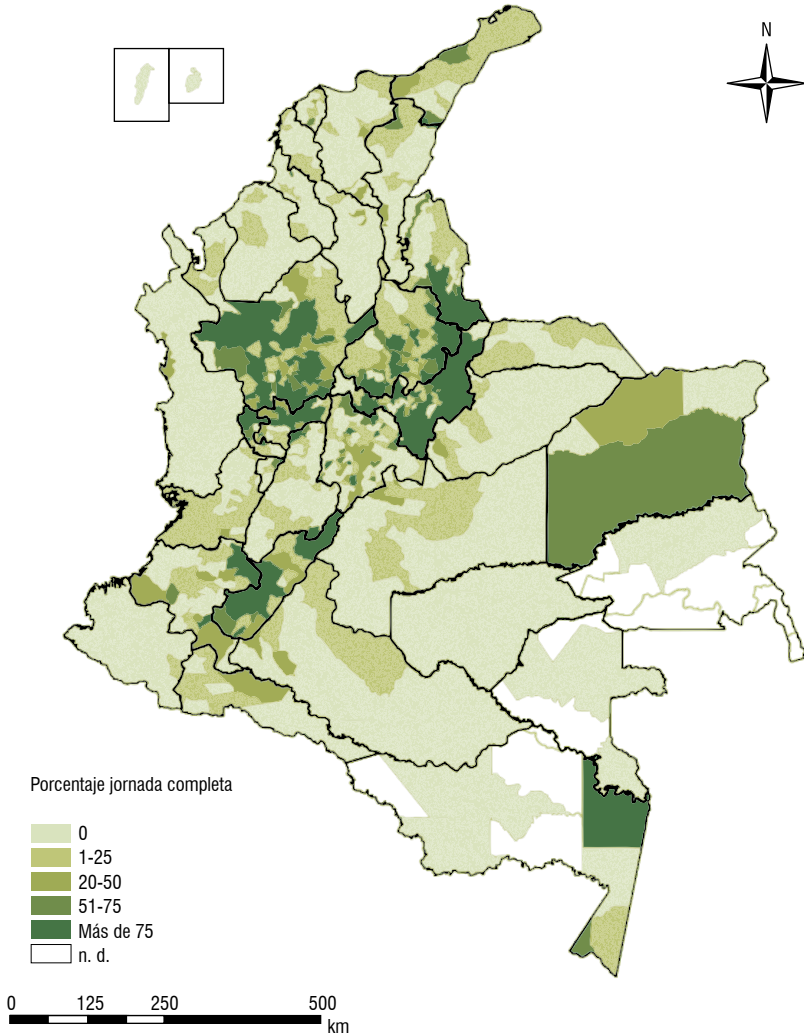
CUADRO A5. ESTIMACIONES POR MCO Y VI DEL IMPACTO DE LA JORNADA ÚNICA EN EL PUNTAJE PROMEDIO DE LAS PRUEBAS SABER 11 EN INSTITUCIONES EDUCATIVAS OFICIALES, 2009
(CONTINUACIÓN)

(Logaritmo del promedio)		MCO		VI (1)		VI (2)	
Valor de la pensión (miles de pesos)	Menos de 90	0,010 ***	(0,002)	-0,024	(0,021)	0,010 ***	(0,002)
	Entre 90 y 120	0,000	(0,004)	0,041	(0,039)	-0,001	(0,004)
	Entre 120 y 150	0,000	(0,004)	0,008	(0,019)	-0,000	(0,004)
	Entre 150 y 250	-0,009 *	(0,005)	0,066	(0,042)	-0,010 **	(0,005)
	Más de 250	0,022	(0,014)	0,059	(0,046)	0,020	(0,014)
Examen en marzo	0,000	(0,005)	-0,025	(0,026)	0,003	(0,005)	
Institución género mixto	-0,024 ***	(0,003)	0,031	(0,036)	-0,025 ***	(0,004)	
Municipio	Población (en miles)	-0,000	(0,000)	-0,000 ***	(0,000)	-0,000	(0,000)
	Porcentaje urbano	-0,000 ***	(0,000)	-0,002 ***	(0,000)	-0,000 ***	(0,000)
	Porcentaje de NBI	-0,000 ***	(0,000)	-0,000	(0,001)	-0,000 ***	(0,000)
	Porcentaje de analfabetismo	-0,001 ***	(0,000)	-0,002	(0,003)	-0,001 ***	(0,000)
	Porcentaje de homicidios	-0,000 ***	(0,000)	0,000	(0,000)	-0,000 ***	(0,000)
	Desempeño fiscal	0,000	(0,000)	-0,003 **	(0,001)	0,000 **	(0,000)
	Constante	3,993 ***	(0,018)	0,543 ***	(0,134)	3,969 ***	(0,020)
Observaciones							249.609
Hausman							11,7 ***
Cragg-Donald							1.800 ***
F instrumento							217,86 ***

Nota: ***, ** y * denotan significancia estadística al 1%, 5% y 10%, respectivamente. Entre paréntesis los errores estándar.
Fuente: Icfes (prueba Saber 11, 2009); cálculos del autor.

MAPA 1. PARTICIPACIÓN Y TOTAL DE ALUMNOS DE JORNADA COMPLETA EN MATRÍCULA DE EDUCACIÓN MEDIA DIURNA, POR MUNICIPIO, 2009

A. PARTICIPACIÓN DE JORNADA COMPLETA

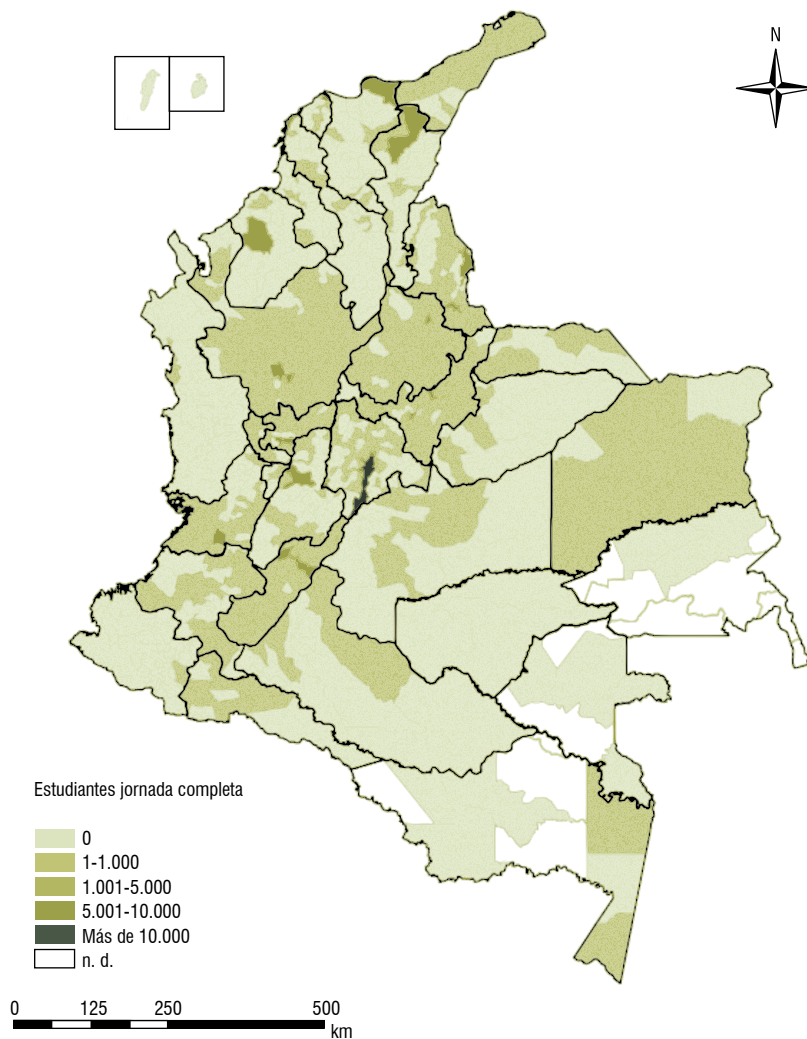


n. d.: no disponible.

Fuente: Ministerio de Educación Nacional; cálculos del autor.

MAPA 1. PARTICIPACIÓN Y TOTAL DE ALUMNOS DE JORNADA COMPLETA EN MATRÍCULA DE EDUCACIÓN MEDIA DIURNA, POR MUNICIPIO, 2009

B. TOTAL INSCRITOS EN JORNADA COMPLETA

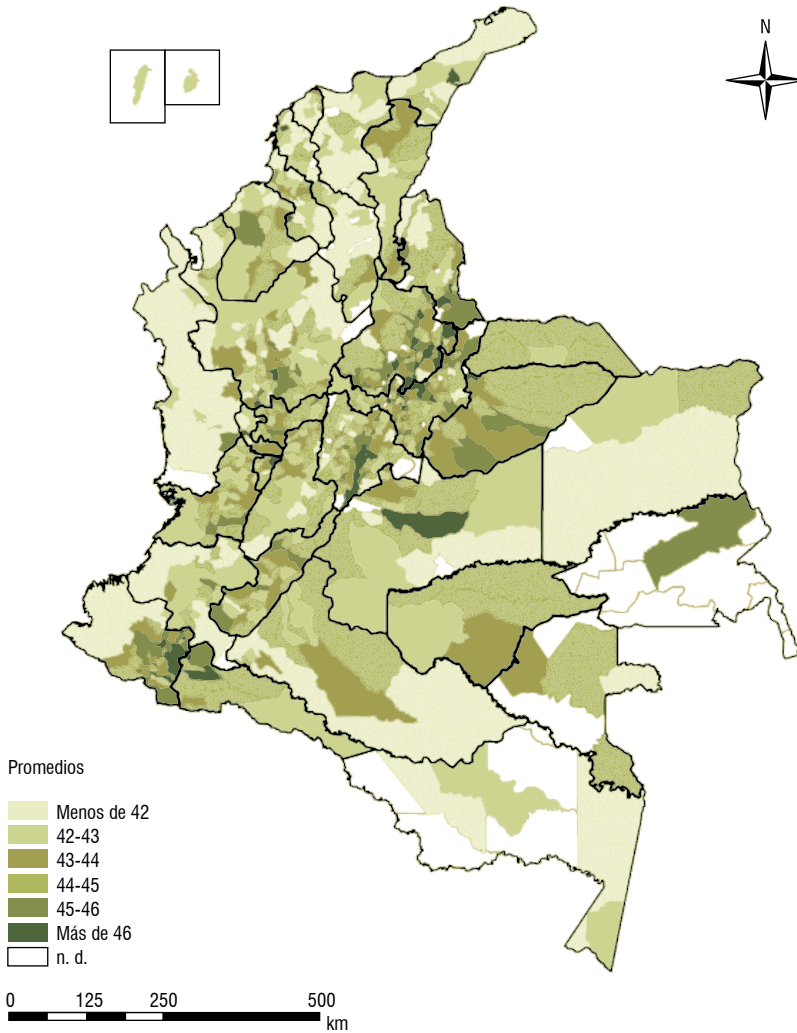


n. d.: no disponible.

Fuente: Ministerio de Educación Nacional; cálculos del autor.

MAPA 2. RESULTADO PROMEDIO Y BRECHA POR JORNADA ESCOLAR (COMPLETA VS. MAÑANA Y TARDE), POR MUNICIPIO, 2009

A. PROMEDIO PRUEBA

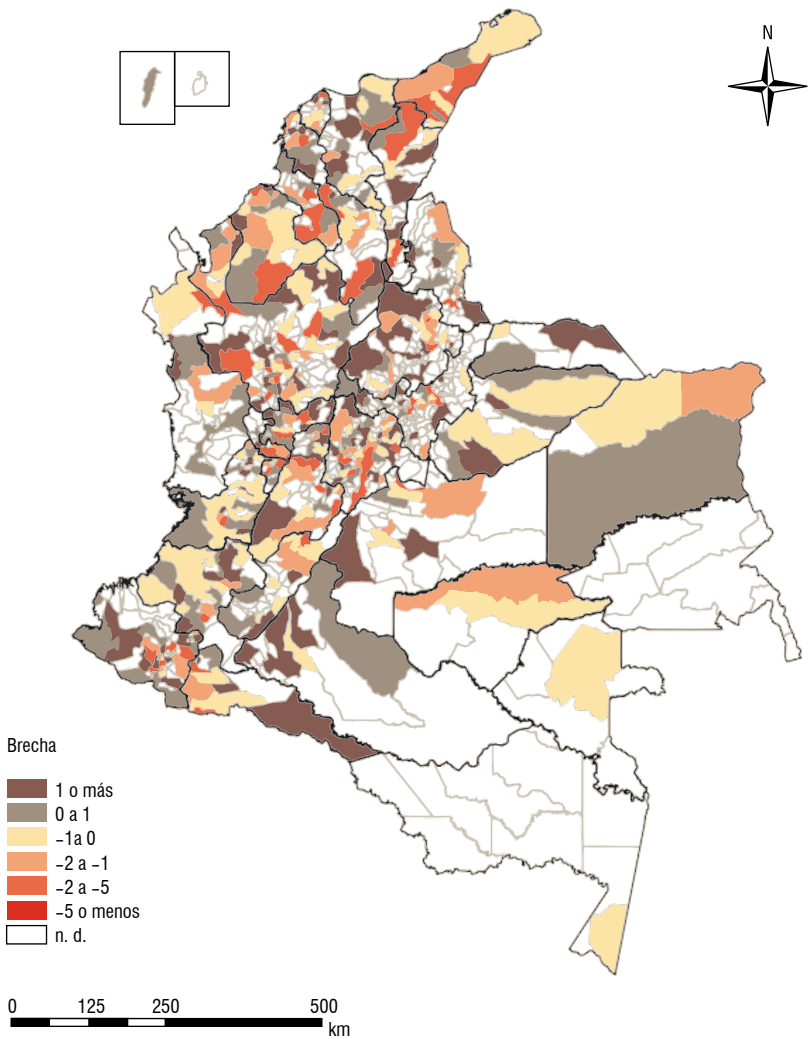


n. d.: no disponible.

Fuente: Icfes (prueba Saber 11, 2009); cálculos del autor.

MAPA 2. RESULTADO PROMEDIO Y BRECHA POR JORNADA ESCOLAR (COMPLETA VS. MAÑANA Y TARDE), POR MUNICIPIO, 2009

B. BRECHA POR JORNADA (COMPLETA VS. MAÑANA Y TARDE)



n. d.: no disponible.
Fuente: Icfes (prueba Saber 11, 2009); cálculos del autor.

ETNIA Y RENDIMIENTO ACADÉMICO EN COLOMBIA

Andrés Sánchez Jabba

Profesional especializado del Centro de Estudios Económicos Regionales del Banco de la República, sucursal Cartagena. Las opiniones y posibles errores son de responsabilidad exclusiva del autor y no comprometen al Banco de la República ni a su Junta Directiva.

Una etnia es una “comunidad humana definida por afinidades raciales, lingüísticas y culturales”, entre otros factores¹. En Colombia la población que se reconoce como perteneciente a una etnia² se encuentra en una clara desventaja con respecto al resto, la cual se basa en que este segmento de la población enfrenta condiciones socioeconómicas adversas. Concretamente, este grupo se asocia con bajos niveles de ingreso, educación escasa y mayores tasas de incidencia de la pobreza. Por ejemplo, tanto indígenas como afrocolombianos, en promedio, tienen mayor probabilidad de ser pobres por insuficiencia de ingresos, o tener, por lo menos, una necesidad básica insatisfecha (NBI), al tiempo que tienen una menor probabilidad de estar estudiando, e inferiores retornos de la educación (Romero, 2010a).

En este estudio se encontró que las madres de los estudiantes étnicos tienen un menor nivel educativo en comparación con las madres de estudiantes no étnicos. Además, se estableció que los hogares étnicos tienen, en promedio, un menor ingreso familiar mensual, asisten a colegios oficiales y una mayor proporción vive en el área rural. En ese orden de ideas, se podría esperar que dichas desventajas afectaran negativamente el rendimiento académico de los estudiantes étnicos y que, por tanto, existiera una brecha académica entre estudiantes étnicos y no étnicos, expresada en los resultados de las pruebas académicas estandarizadas.

Sin embargo, la población estudiantil étnica no solo debe afrontar las desventajas asociadas con sus características socioeconómicas, sino que debe enfrentar otros problemas que afectan su rendimiento académico, los cuales se asocian con factores no observables, tales como la motivación y la autoestima, e incluso podría incluirse la discriminación. En el terreno académico ello implica que los estudiantes étnicos tienen un menor rendimiento, en comparación con sus pares no étnicos, independientemente de sus características socioeconómicas. Es decir, si el nivel educativo, los ingresos y la pobreza fueran uniformes entre estos dos grupos, aun así los estudiantes étnicos tendrían, en promedio, menores puntajes.

¹ Definición del Diccionario de la Lengua Española, vigésima segunda edición, Real Academia Española.

² Según el Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE), en Colombia existen tres grupos étnicos: los indígenas, los afrocolombianos (incluidas las comunidades raizales de San Andrés y Providencia y la comunidad de San Basilio de Palenque, en Bolívar), y el pueblo rom (gitano).

Teniendo en cuenta lo anterior, el objetivo de esta investigación consiste en probar la existencia de una brecha en el rendimiento académico entre los estudiantes étnicos y los no étnicos, además de descomponerla en los factores relacionados con las características observables individuales de los estudiantes (entre los cuales se incluyen las características socioeconómicas), así como las no observables.

Los resultados, al usar mínimos cuadrados ordinarios (MCO), indican que, efectivamente, existe una brecha académica estadísticamente significativa que desfavorece a los estudiantes étnicos en los resultados del examen de Estado para la evaluación de la educación media, conocido como Saber 11. El 60% de la brecha es atribuible a las diferencias en las características individuales de los estudiantes y, el resto, a factores no observables. Al analizar los resultados por departamento, utilizando la descomposición Blinder-Oaxaca (BO), se encontró que la brecha académica tiende a ser significativa y de mayor amplitud en regiones con una alta concentración de población étnica. Más allá de lo anterior, en estas zonas la totalidad o la mayor parte de la brecha es atribuible a factores no observables.

Al realizar la descomposición BO en distintos puntos de la curva de rendimiento académico y en cada departamento, se encontró que en aquellos que tienen una brecha académica estadísticamente significativa, su comportamiento no exhibe una tendencia clara a medida que nos desplazamos en la curva de rendimiento académico. En algunos casos se encontró que la brecha en el rendimiento académico tiende a hacerse más amplia entre los estudiantes con puntajes altos, sobre todo en el área de matemáticas; sin embargo, en otros casos se observa que la brecha se reduce, o permanece relativamente constante.

El capítulo está compuesto por cinco secciones, aparte de esta introducción. La primera sección muestra la brecha académica en los ámbitos nacional y departamental. Al observar las profundas diferencias en esta brecha a lo largo del conjunto de departamentos, se indaga por los factores que podrían explicar este hecho. La segunda sección presenta un análisis descriptivo de las características de los estudiantes, tanto étnicos como no étnicos. La tercera describe la estrategia empírica y la metodología empleada para estimar la brecha académica y descomponerla. Los resultados se presentan en la cuarta sección. Finalmente, la quinta expone las conclusiones.

1. LA BRECHA ACADÉMICA DE LOS ESTUDIANTES ÉTNICOS

La brecha académica basada en la pertenencia a una etnia es un tema poco estudiado en Colombia. Sin embargo, existen trabajos que han abordado el tema marginalmente. Por ejemplo, Romero (2010a) analiza algunas de las desventajas asociadas con la pertenencia a un grupo indígena, entre las cuales se encuentran aquellas relacionadas con salud, pobreza estructural, pobreza por insuficiencia

de ingresos, capital humano y asistencia escolar. Específicamente, en lo concerniente a la educación encuentra que una persona indígena en edad escolar (entre 5 y 24 años), que pertenece a un grupo indígena y reside en alguna de las principales ciudades colombianas tuvo una reducción de 10,8 puntos porcentuales (pp) en la probabilidad de estar estudiando, con respecto a los no indígenas. Esta reducción alcanza 2,4 pp entre los afrocolombianos.

En el ámbito internacional Noe, Rodríguez y Zúñiga (2005) analizan la brecha en el rendimiento académico entre estudiantes indígenas y no indígenas chilenos, con base en los resultados de la prueba del Sistema de Medición de la Calidad de la Educación (Simce), correspondientes a 1999. Sus resultados indican que en efecto existe una brecha académica en favor de los estudiantes no indígenas y que la diferencia en el rendimiento académico no es atribuible a la condición étnica de cada estudiante como tal, sino a factores relacionados con las características del hogar (como el ingreso y el nivel educativo de los padres) y la influencia de los compañeros. Similar al estudio anterior, en el presente se analiza la brecha en el rendimiento académico entre los estudiantes étnicos y no étnicos en la prueba Saber 11.

1.1 PRUEBA SABER 11

Para poder cuantificar la brecha académica existente entre los estudiantes étnicos y no étnicos se emplean los resultados del examen de Estado para la evaluación de la educación media, conocido como prueba Saber 11. Esta es una prueba estandarizada que “[...] tiene como fin comprobar el nivel de desarrollo de las competencias de los estudiantes que están por terminar undécimo grado” (Icfes, 2010: 5) y su presentación es obligatoria entre los estudiantes próximos a culminar sus estudios de educación media. Los resultados de la prueba representan un buen indicador de la calidad educativa y del rendimiento académico de los estudiantes. Este estudio se centra en la prueba Saber 11 que corresponde al segundo semestre de 2010, la cual está compuesta por dos cuerpos: el núcleo común y el componente flexible:

En el primero están las áreas que se consideran fundamentales, de acuerdo con la Ley General de Educación y los estándares básicos de competencias. Estas son: lenguaje, matemáticas, biología, química, física, filosofía, ciencias sociales e inglés. Todos los estudiantes deben presentar las pruebas que conforman este núcleo. El componente flexible está integrado por dos clases de pruebas: de profundización e interdisciplinarias. Su propósito es evaluar áreas de interés para los estudiantes, quienes pueden escoger aquella que más se ajuste a sus intereses y dominio académico (Icfes, 2010: 6).

Aquí se analizarán únicamente los puntajes asociados con las áreas de matemáticas y lenguaje, a pesar de que el núcleo común está compuesto por las ocho áreas mencionadas. Se ha decidido escoger estas dos áreas por las siguientes razones:

1. Son las que tradicionalmente se emplean en la literatura internacional para evaluar el rendimiento académico de los estudiantes.
2. Las demás áreas se derivan de estas dos.
3. Son las que presentan mayor y menor volatilidad, respectivamente, en los puntajes obtenidos por los estudiantes, lo que permite hacer el análisis en el contexto de una amplia o estrecha brecha académica.
4. La escogencia de solo dos áreas permite presentar los resultados de una forma más simple y práctica.

1.2 RENDIMIENTO ACADÉMICO DE LOS ESTUDIANTES ÉTNICOS

Con el objetivo de establecer si el rendimiento académico de los estudiantes étnicos es inferior al de los no étnicos se calculó el promedio del puntaje obtenido por cada grupo en las áreas de matemáticas y lenguaje y se realizó una prueba de diferencia de medias, sin condicionar en alguno de los factores que puedan incidir sobre el rendimiento académico de los estudiantes (Cuadro 1).

Como se puede observar en el Cuadro 1, en Colombia existe suficiente evidencia estadística para afirmar que el rendimiento académico de los estudiantes étnicos es inferior que el de los no étnicos. Específicamente, en el área de matemáticas dicha diferencia asciende a 4,05 pp negativos para los estudiantes étnicos, y es estadísticamente significativa a cualquier nivel de confianza. Por otro lado, en el área de lenguaje la diferencia es de 2,13 pp e igualmente significativa.

CUADRO 1. ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS POR GRUPO

GRUPO	MATEMÁTICAS			LENGUAJE		
	OBSERVACIONES	PROMEDIO	ERROR ESTÁNDAR	OBSERVACIONES	PROMEDIO	ERROR ESTÁNDAR
No étnicos	506.188	44,59	(0,010)	506.387	45,99	(0,00)
Étnicos	34.036	40,54	(0,050)	34.065	43,86	(0,040)
Diferencia		4,05***	(0,069)		2,13***	(0,040)

Nota: *** denota significancia estadística al 1%.

Fuente: Icfes (Saber 11); cálculos del autor.

1.3 BRECHA ACADÉMICA DEPARTAMENTAL

Más allá de la evidente brecha que existe entre el rendimiento académico de los estudiantes étnicos y el resto, sería interesante establecer si dicha brecha es

persistente al ser analizada en el ámbito departamental y ver si la magnitud de la misma varía de acuerdo con el departamento que se analice. Para ello se presenta la brecha académica medida con la desviación porcentual del puntaje medio obtenido por los estudiantes étnicos con respecto a sus pares no étnicos. Esto se hace para las áreas de matemáticas y lenguaje por departamento (Cuadro 2).

CUADRO 2. BRECHA EN EL RENDIMIENTO ACADÉMICO DE LOS ESTUDIANTES NO ÉTNICOS CON RESPECTO A LOS ÉTNICOS POR DEPARTAMENTO (PRUEBA SABER 11)

DEPARTAMENTO	OBSERVACIONES			DESVIACIÓN PORCENTUAL	
	TOTAL	ÉTNICOS	No ÉTNICOS	MATEMÁTICAS	LENGUAJE
Amazonas	718	266	452	13,54***	1,68
Antioquia	76.610	2.511	74.099	6,86***	4,69***
Arauca	2.925	114	2.811	0,62	0,40
Atlántico	27.459	922	26.537	2,11***	1,46***
Bogotá	97.420	1.312	96.108	-0,21	-0,22
Bolívar	25.147	1.835	23.312	4,85***	2,41***
Boyacá	18.157	123	18.034	-0,13	0,12
Caldas	11.993	761	11.232	10,29***	3,92***
Caquetá	4.140	79	4.061	-1,52	-1,24
Casanare	4.816	62	4.754	4,07	4,08**
Cauca	11.887	4.796	7.091	11,09***	5,32***
Cesar	11.423	570	10.853	4,58***	1,38**
Chocó	4.055	662	3.393	3,04***	2,42***
Córdoba	17.935	2.313	15.622	6,89***	3,53***
Cundinamarca	35.486	324	35.162	1,83	0,97
Guainía	154	108	46	8,06**	3,03
Guaviare	774	38	736	3,53	1,90
Huila	12.941	196	12.745	-2,27	-1,77*
La Guajira	6.386	1.311	5.075	4,85***	2,88***
Magdalena	13.846	386	13.460	4,14***	1,18
Meta	10.496	556	9.940	1,88*	1,52**
Nariño	15.055	3.682	11.373	11,88***	5,9***
Norte de Santander	16.336	272	16.064	-2,30*	-0,62
Putumayo	3.093	588	2.505	2,99***	1,57**
Quindío	7.002	149	6.853	0,31	0,98
Risaralda	10.946	430	10.516	3,37***	2,38***

CUADRO 2. BRECHA EN EL RENDIMIENTO ACADÉMICO DE LOS ESTUDIANTES NO ÉTNICOS CON RESPECTO A LOS ÉTNICOS POR DEPARTAMENTO (PRUEBA SABER 11) (CONTINUACIÓN)

DEPARTAMENTO	OBSERVACIONES			DESVIACIÓN PORCENTUAL	
	TOTAL	ÉTNICOS	NO ÉTNICOS	MATEMÁTICAS	LENGUAJE
San Andrés	875	436	439	7,67***	1,81*
Santander	27.327	148	27.179	-2,33	-1,95
Sucre	10.852	1.763	9.089	6,03***	2,33***
Tolima	16.483	785	15.698	4,19***	3,49***
Valle	36.988	3.521	33.467	6,39***	2,95***
Vaupés	250	204	46	11,81***	2,44
Vichada	450	111	339	12,02***	3,33**
Nacional	540.425	31.334	509.091	9,59***	4,74***

Notas: 1. Los valores positivos corresponden a una brecha académica que favorece a los estudiantes no étnicos.

2. ***, ** y * denotan significancia estadística al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Fuente: Icfes (Saber 11); cálculos del autor.

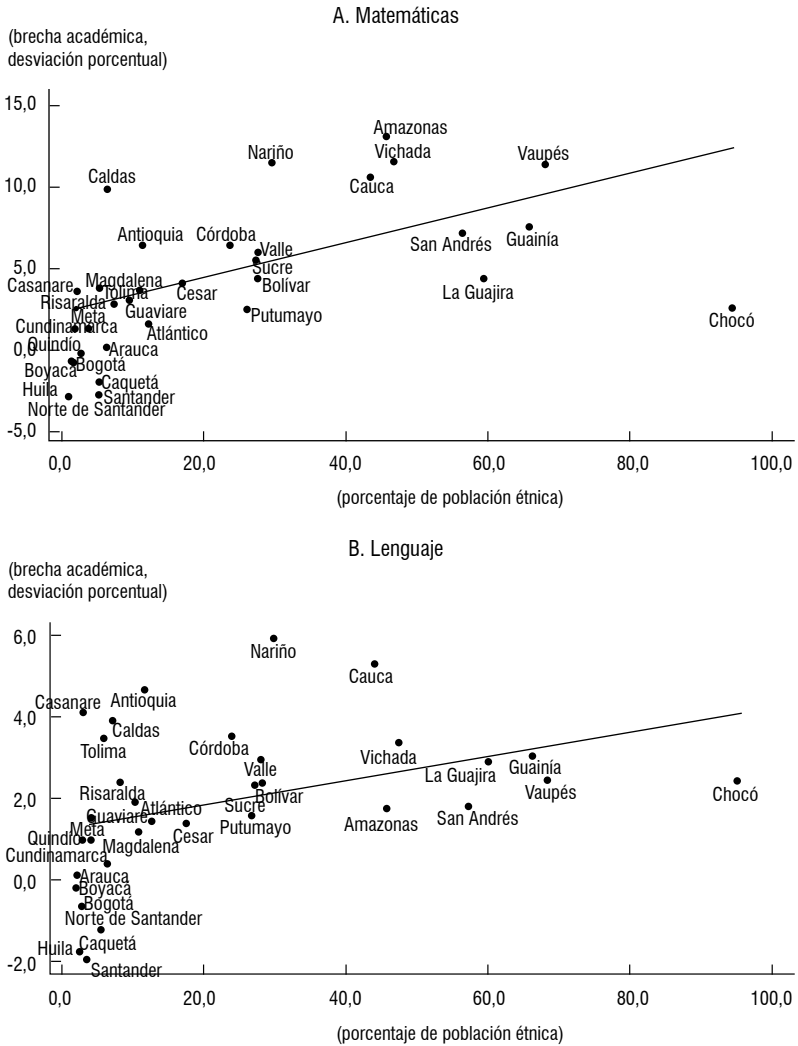
Lo primero que se puede afirmar al analizar el Cuadro 2 es que en la mayoría de los departamentos se presenta una brecha académica estadísticamente significativa en favor de los estudiantes no étnicos. Como era de esperarse, el tamaño de la brecha académica varía de acuerdo con el ente territorial que se analice. Por ejemplo, en el área de matemáticas la brecha oscila entre el 1,88% y el 13,54%, mientras que en lenguaje está entre el 1,38% y 5,90%. En Nariño la brecha es de 11,98% en matemáticas y 5,90% en lenguaje, las cuales son estadísticamente significativas a cualquier nivel de confianza. Por su parte, en Bogotá y Santander no hay brechas estadísticamente importantes, lo que resalta las desigualdades regionales en la brecha académica entre estos dos grupos.

Más allá de lo anterior, al analizar el Cuadro 2 se puede constatar que los departamentos donde la brecha académica se hace más amplia y significativa son aquellos cuyo porcentaje de población étnica tiende a ser alto (Cuadro A1 del Anexo), lo que sugiere que la concentración de población étnica podría estar incidiendo positivamente sobre la misma (Gráfico 1). El coeficiente de correlación entre el porcentaje de población étnica y la brecha académica departamental para el área de matemáticas es de 0,58, y es estadísticamente significativo a cualquier nivel de confianza, mientras que para el área de lenguaje es de 0,36, y significativo al 5%.

El resultado anterior podría estar explicado por factores asociados a los migrantes étnicos y sus dotaciones educativas. La idea detrás de este argumento radica en que la población étnica proveniente de zonas con alta concentración indígena o afro migra hacia departamentos donde los grupos étnicos representan

una minoría, y los cuales son entes territoriales con mayores ingresos per cápita (Gráfico A1 en el Anexo)³.

GRÁFICO 1. CORRELACIÓN ENTRE EL PORCENTAJE DE POBLACIÓN ÉTNICA Y LA BRECHA ACADÉMICA DEPARTAMENTAL, SEGÚN ÁREA (PRUEBA SABER 11)



Fuentes: Icfes (Saber 11) y DANE (censo general de 2005); elaboración del autor.

³ La correlación entre el porcentaje de población étnica y el PIB per cápita es de -0,45 y es estadísticamente significativa a cualquier nivel de significancia.

En general, la población étnica que migra es más educada que la no migrante y obtiene mayores logros académicos (Barón, 2011; Romero, 2010b). En ese sentido, y siguiendo la idea de Martine (1975), la población étnica que reside en departamentos con bajo porcentaje de población indígena o afro corresponde a aquella con las mejores dotaciones educativas y talento humano frente a sus coterráneos, y por ende, exhibe una tendencia hacia mayores puntajes en comparación con sus equivalentes en los departamentos de origen. Este segmento de la población podría ser el que se encarga de cerrar la brecha académica en los departamentos con bajo porcentaje de población étnica, y puede ser una de las razones por las cuales allí no existe una brecha académica estadísticamente significativa entre estos dos grupos (o esta tiende a ser baja), a diferencia de lo sucedido en zonas con alta concentración de población étnica.

2. LOS ESTUDIANTES ÉTNICOS

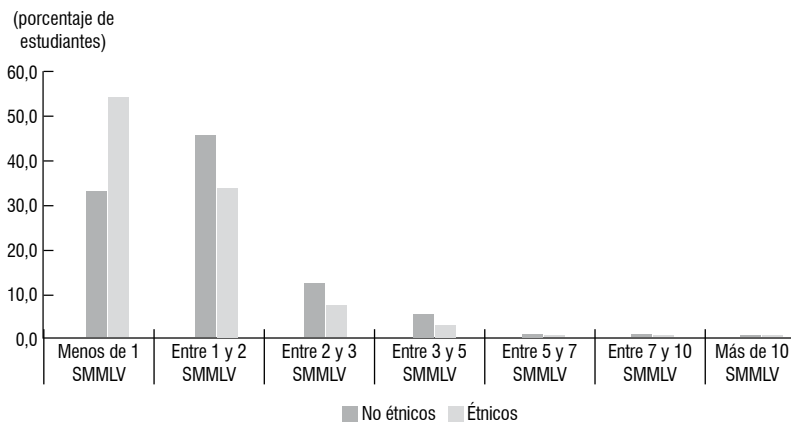
Lo primero que se debe anotar acerca de los estudiantes étnicos es que son una minoría: en total 540.452 estudiantes presentaron la prueba Saber 11 en el segundo semestre de 2010, de los cuales 34.065 se autodeclararon como pertenecientes a una etnia, lo que representa el 6,3% del total.

Aparte de constituir una minoría, este grupo también debe enfrentar desventajas que se reflejan en condiciones socioeconómicas adversas. Como se verá en esta sección, una mayor proporción de los estudiantes étnicos asiste a colegios oficiales, proviene de hogares caracterizados por bajos niveles de ingreso y educación de los padres, además de mayores niveles de pobreza.

El Gráfico 2 indica el porcentaje de hogares de los estudiantes, donde devengan determinado nivel de ingreso, según la pertenencia o no a un grupo étnico. Se puede observar que más del 50% de los estudiantes étnicos pertenece a un hogar que devenga menos de un salario mínimo mensual legal vigente (SMMLV), mientras que este porcentaje es del 32,5% entre los estudiantes no étnicos. Yendo más allá, el 44% de los estudiantes no étnicos pertenece a un hogar que devenga un ingreso que se encuentra entre uno y dos SMMLV, mientras que este porcentaje solo es de 33,8% entre los hogares étnicos. Esto sugiere que, en promedio, los estudiantes étnicos provienen de hogares con niveles de ingreso inferiores a los de sus pares no étnicos.

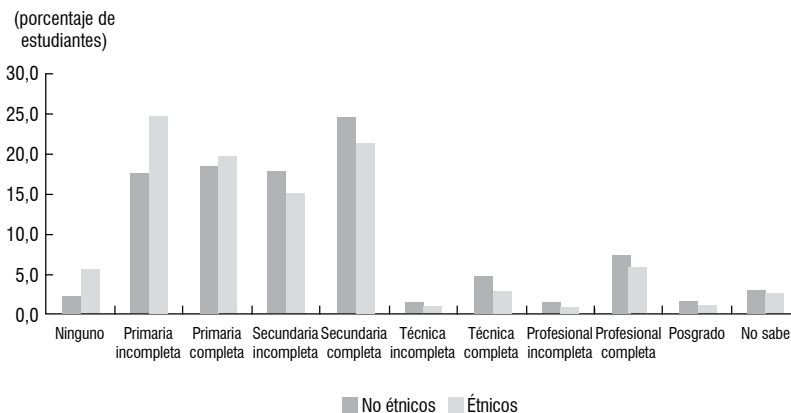
Al analizar el nivel educativo de las madres de los estudiantes, se presenta un resultado similar: tal como lo muestra el Gráfico 3, el nivel educativo de las madres de los estudiantes étnicos es inferior en comparación con su contraparte. Se puede observar que hay una mayor proporción de madres de estudiantes étnicos que carecen de educación, o cuyo máximo nivel educativo es básica primaria (ya sea incompleta o completa). No obstante, esta situación es contraria al analizar los resultados asociados con la educación secundaria, técnica, profesional o de posgrado de las madres de los estudiantes no étnicos, las cuales exhiben una mayor participación.

GRÁFICO 2. INGRESOS MENSUALES DEL HOGAR AL CUAL PERTENECE EL ESTUDIANTE, SEGÚN GRUPO (PRUEBA SABER11)



Nota: porcentaje del total de hogares. SMMLV: salarios mínimos mensuales legales vigentes.
Fuente: Icfes (Saber 11); cálculos del autor.

GRÁFICO 3. NIVEL EDUCATIVO DE LA MADRE DEL ESTUDIANTE, SEGÚN GRUPO (PRUEBA SABER 11)



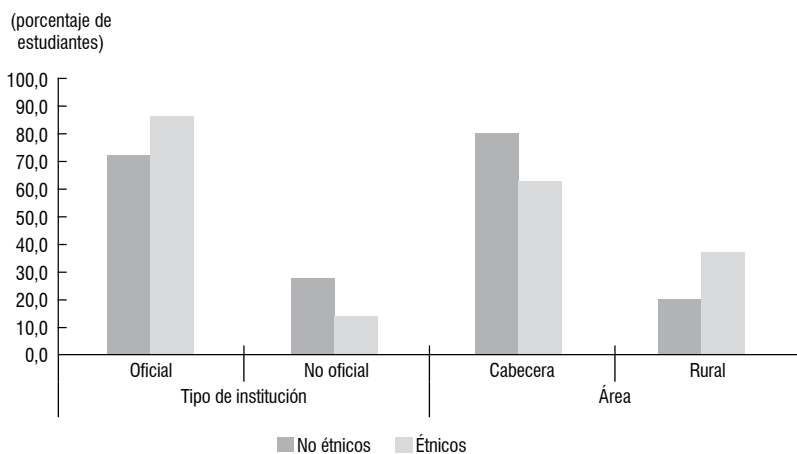
Fuente: Icfes (Saber 11); cálculos del autor.

A pesar de que la información relacionada con el nivel educativo del padre se encuentra disponible, en este trabajo se presenta únicamente la asociada con la madre, ya que se ha establecido que la educación de ella tiene un mayor efecto sobre el rendimiento académico del estudiante. En general, mujeres con un alto nivel educativo tienen un mayor éxito en proporcionar a sus hijos capacidades

cognitivas y de lenguaje (Acharya y Joshi, 2009), además de ser capaces de crear un mejor ambiente en el hogar para propiciar el aprendizaje de sus hijos.

En cuanto al área donde viven los estudiantes, el Gráfico 4 muestra que el 37,16% de los étnicos vive en el área rural, mientras que este porcentaje asciende al 20,08% entre los no étnicos. El área constituye una desventaja adicional para los estudiantes étnicos, ya que en la zona rural las condiciones socioeconómicas son inferiores. Por ejemplo, para el total nacional, el índice NBI asociado con las cabeceras municipales asciende al 19,65%, mientras que en el área rural llega al 53,51%⁴. Lo anterior sugiere que una mayor proporción de la población étnica se encuentra en condiciones de pobreza. Además, en el Gráfico 4 se puede observar que un gran número de estudiantes étnicos asiste a un colegio oficial, donde se tiende a ofrecer una educación de menor calidad en comparación con los colegios no oficiales (Núñez *et al.*, 2002), lo que representa un factor que contribuye a la brecha académica entre estos dos grupos.

GRÁFICO 4. TIPO DE INSTITUCIÓN EDUCATIVA Y ÁREA DE RESIDENCIA, SEGÚN GRUPO (PRUEBA SABER 11)



Fuente: Icfes (Saber 11); cálculos del autor.

Como se ha podido apreciar, en general los estudiantes étnicos pertenecen a un grupo minoritario con condiciones socioeconómicas desfavorables, caracterizadas por bajos niveles de ingreso, escasa educación materna y mayores tasas de pobreza. Ello debería repercutir negativamente en su rendimiento académico y

⁴ Consúltese el Departamento Administrativo Nacional de Estadísticas (DANE), “Boletín del Censo General de 2005”, sección sobre NBI.

debería explicar, en una buena proporción, la brecha académica que se observa en comparación con los estudiantes no étnicos.

3. DATOS Y ESTRATEGIA EMPÍRICA

Para llevar a cabo las estimaciones se utilizaron los resultados del examen de Estado para la evaluación de la educación media, conocido como prueba Saber 11, correspondientes al segundo semestre de 2010, la cual fue tomada por un total de 540.452 personas, la gran mayoría estudiantes. Aunque se aplica en ambos semestres del año académico, en este estudio solo se utiliza la información del segundo, debido a que el examen es distinto en cada semestre, lo que podría afectar los resultados de la estimación. Aquel período se escogió para obtener una mayor representatividad en la muestra, ya que la mayoría de los estudiantes presenta el examen en el segundo semestre⁵.

Para obtener la información individual de cada estudiante, su hogar y colegio, se utilizó la información del formulario de estudiantes, el cual debe ser diligenciado antes de presentar la prueba. Dicho formato pregunta lo siguiente: “Si usted es miembro de comunidades afrocolombianas (negro o raizal) o indígenas, señale la etnia a la que pertenece”. Ante esto, los estudiantes tienen la posibilidad de indicar alguno de los siguientes grupos étnicos: comunidades negras, comunidad rom (gitana), paez, sikuani, arhuaco, embera, guambiano, pijao, wayúu, zenú, pasto, cancuamo, inga, tucano, huitoto, cubeo, otro. Esto permite identificar fácilmente a los estudiantes étnicos y separarlos del resto para poder evaluar su rendimiento académico.

3.1 VARIABLES

3.1.1 VARIABLE EXPLICADA

Puntaje: la variable dependiente, o explicada, es el logaritmo natural del puntaje obtenido por el estudiante en el área, ya sea matemáticas o lenguaje. En particular, la escogencia de matemáticas como variable explicada resulta conveniente para el análisis de brecha académica, ya que es el área del núcleo común con mayor varianza. Ello permite el análisis en el contexto de una amplia brecha académica.

⁵ En 2010 un total de 570.846 personas presentaron la prueba Saber 11, de los cuales 30.394 lo hicieron en el primer semestre, y 540.452, en el segundo.

3.1.2 VARIABLES EXPLICATIVAS

- *Área*: indica si el estudiante vive en cabecera municipal o en área rural. Toma el valor de 1 si el estudiante vive en la cabecera municipal y 0 si vive en área rural.
- *Número de personas en el núcleo familiar*: número de personas que conforman el grupo familiar del estudiante (incluido el participante en el examen de Estado).
- *Nivel educativo de la madre*: indica el máximo nivel educativo alcanzado por la madre del estudiante. Aunque el Icfes suministra la información del nivel educativo del padre, se excluyó esta variable para evitar problemas de multicolinealidad, ya que generalmente estas dos variables están altamente correlacionadas.
- *Ingreso familiar mensual*: ingreso mensual del hogar del estudiante, representado en salarios mínimos mensuales.
- *Trabajo*: indica si el estudiante trabaja o no. Toma el valor de 1 si trabaja y 0 en el caso contrario.
- *Mujer*: toma el valor de 1 si el estudiante es mujer y 0 en el caso contrario.
- *Etnia*: constituye la principal variable explicativa en el presente análisis. Indica si el estudiante pertenece o no a un grupo étnico. Toma el valor de 1 si el estudiante pertenece a una etnia y 0 en el caso contrario.
- *Jornada*: indica el tipo de jornada de la institución educativa del estudiante. Se ha decidido incluir esta variable debido a la influencia que el tipo de jornada escolar tiene sobre el rendimiento académico y la calidad de la educación en Colombia (Bonilla, 2014).
- *Valor pensión*: valor mensual de la pensión del colegio al que asiste el estudiante.
- *Población étnica*: porcentaje de población étnica en el departamento donde reside el estudiante.

3.2 MODELO DE DESEMPEÑO ACADÉMICO

En la sección 1 se cuantificó la brecha académica de los estudiantes étnicos con los no étnicos en los niveles nacional y departamental; sin embargo, ello no es suficiente, ya que el diferencial se basó en la media no condicionada en los factores que inciden sobre el rendimiento académico. Adicionalmente, dicho análisis no permite descomponer la brecha, de tal forma que se pueda establecer a qué tipo de factores son atribuibles su existencia. Específicamente, no se puede definir con exactitud hasta qué punto la brecha es atribuible a las diferencias en las características de los grupos analizados, o a factores no observados.

En esta subsección se introduce la metodología empleada para descomponer la brecha en el rendimiento académico de los estudiantes étnicos frente a los no étnicos. Como se verá en detalle, dicha metodología requiere estimar dos modelos por separado, uno para cada grupo.

El modelo de rendimiento académico por estimar es el siguiente:

$$\ln(P_j) = X\beta_j + \varepsilon_j ; j \in \{M, L\} \quad (1)$$

donde $\ln(P_j)$ es el logaritmo natural del puntaje obtenido por el estudiante en el área j ; X es una matriz que contiene las características individuales observables del estudiante, su hogar y su colegio, las cuales son fijas e independientes del área que se evalúa; β_j es un vector que contiene los parámetros de la pendiente y el intercepto, además de proporcionar una medida del incremento esperado en el puntaje ante cambios en las características observables. M y L se refieren a las áreas de matemáticas y lenguaje, respectivamente; $\varepsilon_j \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$ es un término de error.

La descomposición Blinder-Oaxaca (BO) (Blinder 1993; Oaxaca 1993) es una metodología comúnmente empleada para estudiar los resultados asociados con el mercado laboral, por género o raza. Generalmente se utiliza para analizar el diferencial salarial. Sin embargo, esta metodología sirve para analizar diferencias grupales en cualquier variable de resultado, incluyendo puntajes académicos, lo que permite incorporarla fácilmente al análisis de la brecha académica, según la pertenencia a un grupo étnico.

En este caso la descomposición BO consiste en cuantificar la brecha académica entre los estudiantes étnicos y los no étnicos y, siguiendo la explicación de Ospino, Roldán y Barraza (2010) y Galvis (2011), lo recomendable es descomponerla en dos partes: la primera se asocia con diferencias grupales atribuidas a las características observables que influyen sobre el rendimiento académico de los estudiantes (características individuales, del hogar y el colegio); la segunda es un residual no observable, en el cual podrían incluirse factores como la motivación, el autoestima y la discriminación.

3.2.1 DESCOMPOSICIÓN BLINDER-OAXACA

La descomposición BO establece que para cuantificar la brecha asociada con la variable de resultado (el puntaje en la prueba Saber 11), se debe plantear el diferencial medio entre los grupos; por tanto, habría que construir el siguiente modelo:

$$\left[\ln(P_{NE,j}) - \ln(P_{E,j}) \right] = (X_{NE}\beta_{NE,j} - X_E\beta_{E,j}) + (\varepsilon_{NE,j} - \varepsilon_{E,j}); j \in \{M, L\} \quad (2)$$

donde el subíndice NE se refiere a estudiantes no étnicos, y el subíndice E se refiere al grupo étnico. La expresión (2) predice la brecha académica entre los grupos; sin embargo, no permite obtener la descomposición de la misma. Para ello es necesario sumar y luego restar el puntaje que obtendrían los estudiantes étnicos si tuvieran el rendimiento académico de los estudiantes no étnicos ($X_E\beta_{NE,j}$)⁶, de tal forma que (2) puede plantearse de la siguiente forma:

$$\left[Ln(P_{NE,j}) - Ln(P_{E,j})\right] = (X_{NE} - X_E)\beta_{NE,j} + X_E(\beta_{NE,j} - \beta_{E,j}) + (\varepsilon_{NE,j} - \varepsilon_{E,j}); j \in \{M, L\} \quad (3)$$

Aplicando la expectativa condicional a la ecuación 3, se obtiene lo siguiente:

$$E\left[Ln(P_{NE,j}) - Ln(P_{E,j})\right] = E\left[(X_{NE} - X_E)\beta_{NE,j} + X_E(\beta_{NE,j} - \beta_{E,j})\right]; j \in \{M, L\} \quad (4)$$

donde $E[\varepsilon_{NE} - \varepsilon_E] = E[\varepsilon_{NE}] - E[\varepsilon_E] = 0$

La ecuación (4) está compuesta por dos términos: el primero, $E[\beta_{NE,j}(X_{NE} - X_E)]$, determina el diferencial en el puntaje atribuible a las diferencias en las características observables de los estudiantes, conocido en la literatura como *efecto dotación*. El segundo término, $E[X_E](\beta_{NE,j} - \beta_{E,j})$, determina el diferencial atribuible a factores no observables (brecha atribuible a diferencia en los coeficientes), el cual se denomina *efecto rendimiento*.

La descomposición BO implica la construcción de un término contrafactual, el cual permite medir las diferencias atribuibles a las dotaciones y los factores no observados. De los términos en (4) se conocen $X_{NE}\beta_{NE,j}$ y $X_E\beta_{E,j}$, los cuales corresponden al puntaje predicho para los estudiantes no étnicos y étnicos, respectivamente. Sin embargo, se desconoce $X_E\beta_{NE,j}$, el cual corresponde al puntaje que obtendrían los estudiantes étnicos si tuvieran las dotaciones de sus compañeros no étnicos.

Siguiendo la implementación de la descomposición BO propuesta por Jann (2008), se incluye un tercer término en (4), el cual consiste en la interacción entre los dos primeros; es decir, la interacción entre las diferencias atribuibles a las dotaciones y los factores no observables. Ello permite considerar simultáneamente las diferencias atribuibles a los dos factores. De esta manera la descomposición BO quedaría planteada de la siguiente forma:

$$\begin{aligned} E\left[Ln(P_{NE,j})\right] - E\left[Ln(P_{E,j})\right] &= E(X_{NE} - X_E)\beta_{NE,j} + E[X_E](\beta_{NE,j} - \beta_{E,j}) \\ &+ E\left[(X_{NE} - X_E)(\beta_{NE,j} - \beta_{E,j})\right]; j \in \{M, L\} \end{aligned} \quad (5)$$

⁶ Los coeficientes del modelo se interpretan como el rendimiento académico de los estudiantes.

Vale la pena aclarar que la metodología BO descompone la brecha del rendimiento académico entre estudiantes étnicos y no étnicos, evaluando sobre la media condicional, tal como sucede en la estimación por mínimos cuadrados ordinarios (MCO). Por esta razón, algunos autores han propuesto su extensión al método de regresión por cuantiles (Machado y Mata, 2005). Ello consiste en evaluar el diferencial medio en distintos puntos de la curva de rendimiento académico con el objetivo de determinar posibles heterogeneidades en la composición y magnitud de la brecha académica⁷.

3.2.2 DESCOMPOSICIÓN BLINDER-OAXACA POR CUANTILES

La descomposición BO propuesta en la subsección anterior permite establecer la existencia de una brecha académica, para luego descomponerla en factores atribuibles a diferencias dotacionales o factores no observables. Sin embargo, al evaluar el diferencial académico en la media condicional, dicha metodología asume que este es constante e independiente del rendimiento académico de los estudiantes. Este método no permitiría considerar las variaciones en el tamaño de la brecha a lo largo de la distribución de los puntajes académicos; por tanto, los resultados asociados con la misma podrían estar subestimando o sobreestimando la brecha académica en algunos puntos de la distribución.

Por ejemplo, es posible que en la parte baja de la distribución (estudiantes con bajo rendimiento académico) la brecha académica sea más amplia que la observada para los estudiantes con puntajes más altos. Por ejemplo, Barón (2013) encuentra que la brecha de rendimiento académico de Barranquilla con respecto a Bogotá es más amplia en la parte baja de la distribución de rendimiento, y tiende a reducirse en la parte superior de la distribución. Este tipo de hallazgos hace pensar que un comportamiento similar podría presentarse al analizar la brecha académica, según la pertenencia a un grupo étnico.

Además, es posible que a lo largo de la distribución de los puntajes la composición de la brecha varíe. Por ejemplo, es posible que entre los estudiantes con un alto rendimiento académico la mayor parte de la brecha académica sea atribuible a los factores no observables, mientras que entre los estudiantes con bajo rendimiento académico esta sea atribuible principalmente las diferencias dotacionales.

Por consiguiente, en esta subsección se presenta la extensión de la metodología BO al método de regresiones por cuantiles, propuesto por Koenker y Basset (1978), enfatizando en una aplicación al análisis del rendimiento académico. Lo novedoso en esta aproximación consiste en realizar la descomposición BO en cada uno de los cuantiles en los que se propone dividir la distribución del puntaje académico en lugar de enfocarse exclusivamente en la media condicional.

⁷ Para un ejemplo de brechas salariales utilizando esta aproximación, véase Galvis (2011).

En el presente análisis de rendimiento académico (y siguiendo la propuesta de Machado y Mata, 2005), la regresión por cuantiles consiste en estudiar la relación entre las características individuales observables de los estudiantes y el puntaje obtenido por estos en la prueba Saber 11 en distintos puntos de la distribución de rendimiento académico. Por tanto, la regresión por cuantiles se puede plantear de la siguiente manera:

$$Q_{\theta}[\text{Ln}(P_j)|X] = X\beta_j(\theta); j \in \{M, L\} \quad (6)$$

donde $Q_{\theta}[\text{Ln}(P_j)|X]$ es la función cuantil para cada área y $\beta_j(\theta)$ indica el incremento esperado en el puntaje, en el área j y el cuantil θ , ante variaciones en las características observables del estudiante. Teniendo en cuenta lo anterior, el diferencial en el rendimiento académico de los estudiantes étnicos, en el cuantil θ , con los no étnicos se puede plantear de la siguiente forma:

$$\begin{aligned} Q_{\theta}[\text{Ln}(P_{NE,j})] - Q_{\theta}[\text{Ln}(P_{E,j})] &= \left(Q_{\theta}[X_{NE}\beta(\theta)_{NE,j}] - Q_{\theta}[X_E\beta(\theta)_{NE,j}] \right) \\ &+ \left(Q_{\theta}[X_E\beta(\theta)_{NE,j}] - Q_{\theta}[X_E\beta(\theta)_{E,j}] \right) + \tau; j \in \{M, L\} \end{aligned} \quad (7)$$

donde τ corresponde al diferencial de los términos de error asociados con cada modelo. Siguiendo el planteamiento en la subsección anterior, el primer término en (7) indica el diferencial académico atribuible a las diferencias en las dotaciones. Por su parte, el segundo término muestra el diferencial atribuible a las características no observables.

Es necesario aclarar que la implementación del método propuesto por Machado y Mata (2005) no sigue explícitamente la descomposición BO expuesta en la subsección anterior, ya que no incluye la interacción entre los efectos *dotación* y *rendimiento*. Además, ya que se extiende la descomposición BO al análisis de regresión por cuantiles, es necesario generar una distribución contrafactual asociada con el puntaje que obtendrían los estudiantes étnicos si tuvieran las dotaciones de sus pares no étnicos, $Q_{\theta}[X_E\beta(\theta)_{NE,j}]$ ⁸.

4. RESULTADOS

En esta sección se presentan tres resultados: el primero consiste en los determinantes del rendimiento de los estudiantes en la prueba Saber 11, empleando la metodología de MCO. En el segundo se muestran los resultados asociados con

⁸ Los detalles asociados con la descomposición contrafactual pueden ser consultados en Machado y Mata (2005), quienes realizan una aplicación al diferencial salarial.

la descomposición BO y en el tercero se exponen los relacionados con la descomposición BO, empleando el método de regresión por cuantiles.

4.1 DETERMINANTES DEL RENDIMIENTO ACADÉMICO

En el Cuadro 3 se presentan los determinantes del rendimiento académico de los estudiantes étnicos y no étnicos, utilizando el método de MCO para las áreas de matemáticas y lenguaje. Como se puede ver, la educación de la madre es el factor con mayor incidencia sobre el puntaje obtenido por los estudiantes, tanto étnicos como no étnicos. En el área de matemáticas dicho efecto es mayor para los estudiantes no étnicos. Específicamente, un estudiante no étnico cuya madre tenga estudios de posgrado tiene, en promedio, un puntaje en matemáticas 15,72% superior al de un estudiante no étnico, cuya madre no tenga educación; esta diferencia es de 12,68% entre los estudiantes étnicos.

El diferencial en favor de los estudiantes no étnicos tiende a desaparecer al analizar los resultados asociados con el área de lenguaje, en la cual el incremento esperado en el puntaje de los estudiantes cuyas madres tienen estudios de posgrado, con respecto a aquellos cuyas madres carecen de educación, es de 8,56% y 8,52% para los estudiantes no étnicos y étnicos, respectivamente. Esto resulta lógico, ya que en el área de lenguaje la brecha en el rendimiento académico es, aproximadamente, la mitad de la observada para el área de matemáticas.

Al igual que la educación de la madre, el ingreso mensual del hogar influye positivamente sobre el rendimiento académico de los estudiantes, aunque en una menor proporción. Así, un estudiante no étnico perteneciente a un hogar cuyo ingreso mensual se encuentra entre 7 y 10 salarios mínimos tiene, en promedio, un puntaje en matemáticas 10,55% más alto que el de un estudiante no étnico perteneciente a un hogar cuyo ingreso mensual es menor a un salario mínimo. Dicho diferencial es de 7,89% entre los estudiantes étnicos. No obstante, al analizar estos resultados para el área de lenguaje, la situación tiende a revertirse, pues entre los estudiantes no étnicos este diferencial es de 6,17%, mientras que entre los étnicos es de 6,94%.

En esta estimación el efecto del valor mensual de la pensión sobre el rendimiento académico se calcula con respecto a los colegios en los que no se paga pensión, o colegios oficiales. El valor de la pensión constituye un buen indicador de la calidad educativa. Como se puede observar en el Cuadro 3, el incremento medio en el puntaje es proporcional a los aumentos en el valor de la pensión, o la calidad educativa. Lo más interesante, sin embargo, es que dicho efecto es mayor entre los estudiantes étnicos, lo cual resulta lógico si se tiene en cuenta que una mayor proporción de estudiantes de este grupo asiste a un colegio oficial, en los cuales la calidad de la educación es menor (Núñez *et al.*, 2002). Por ejemplo, un estudiante no étnico que asiste a un colegio en el cual se paga una pensión cuyo valor es mayor a \$250.000 tiene, en promedio, un

puntaje en matemáticas 10,46%, más alto que el de un estudiante no étnico que asiste a un colegio donde no se paga pensión. Sin embargo, este incremento asciende a 13,91% entre los estudiantes étnicos. Un resultado similar se obtiene al analizar el área de lenguaje.

CUADRO 3. DETERMINANTES DEL RENDIMIENTO ACADÉMICO EN LA PRUEBA SABER 11, SEGÚN GRUPO (ÁREAS DE MATEMÁTICA Y LENGUAJE)

VARIABLES	MATEMÁTICAS				LENGUAJE			
	NO ÉTNICO		ÉTNICO		NO ÉTNICO		ÉTNICO	
	COEFICIENTE	ERROR ESTÁNDAR	COEFICIENTE	ERROR ESTÁNDAR	COEFICIENTE	ERROR ESTÁNDAR	COEFICIENTE	ERROR ESTÁNDAR
Población étnica	-0,0014***	(0,00002)	-0,0012***	(0,00005)	-0,0006***	(0,00001)	-0,0005**	(0,00003)
Personas en el grupo familiar	-0,0047***	(0,0001)	-0,0046***	(0,0006)	-0,0033***	(0,0001)	-0,0019**	(0,0004)
Trabaja (=1)	-0,0193***	(0,001)	-0,0197***	(0,0044)	-0,0146***	(0,0007)	-0,0185**	(0,0029)
Mujer (=1)	-0,0611***	(0,0006)	-0,04004***	(0,0025)	-0,0046***	(0,0004)	-0,001	(0,0017)
Área (cabecera municipal=1)	0,0256***	(0,0008)	0,0308***	(0,0028)	0,014***	(0,0005)	0,0142**	(0,0018)
Jornada								
Mañana	-0,0034***	(0,0007)	0,0083***	(0,003)	-0,0031***	(0,0005)	-0,000	(0,002)
Noche	-0,0893***	(0,0013)	-0,0492***	(0,0055)	-0,0549***	(0,0008)	-0,0416**	(0,0036)
Sabatina-dominical	-0,093***	(0,0016)	-0,0384***	(0,0084)	-0,0592***	(0,0011)	-0,0444**	(0,0055)
Tarde	-0,0117***	(0,001)	0,004	(0,0041)	-0,0091***	(0,0006)	-0,004	(0,0027)
Ingreso familiar mensual								
Entre 1 y menos de 2 SMMLV	0,0227***	(0,0007)	0,0234***	(0,0029)	0,0134***	(0,0005)	0,0105***	(0,0019)
Entre 2 y menos de 3 SMMLV	0,0499***	(0,0011)	0,0428***	(0,0054)	0,0302***	(0,0007)	0,0176***	(0,0035)
Entre 3 y menos de 5 SMMLV	0,0718***	(0,0016)	0,0753***	(0,0085)	0,0429***	(0,001)	0,0368***	(0,0055)
Entre 5 y menos de 7 SMMLV	0,0867***	(0,0026)	0,0738***	(0,0157)	0,051***	(0,0017)	0,0356***	(0,0102)
Entre 7 y menos de 10 SMMLV	0,1055***	(0,0036)	0,0789***	(0,0242)	0,0617***	(0,0023)	0,0694***	(0,0158)
10 o más SMMLV	0,1278***	(0,0039)	0,0793***	(0,023)	0,0761***	(0,0026)	0,0308**	(0,015)

CUADRO 3. DETERMINANTES DEL RENDIMIENTO ACADÉMICO EN LA PRUEBA SABER 11, SEGÚN GRUPO (ÁREAS DE MATEMÁTICA Y LENGUAJE) (CONTINUACIÓN)

VARIABLES	MATEMÁTICAS				LENGUAJE			
	NO ÉTNICO		ÉTNICO		NO ÉTNICO		ÉTNICO	
	COEFICIENTE	ERROR ESTÁNDAR	COEFICIENTE	ERROR ESTÁNDAR	COEFICIENTE	ERROR ESTÁNDAR	COEFICIENTE	ERROR ESTÁNDAR
Nivel educativo de la madre								
Primaria incompleta	0,0267***	(0,0022)	0,010	(0,0061)	0,014***	(0,0014)	0,0167***	(0,0039)
Primaria completa	0,0364***	(0,0022)	0,025***	(0,0062)	0,0161***	(0,0014)	0,0231***	(0,0041)
Secundaria incompleta	0,0553***	(0,0022)	0,0379***	(0,0065)	0,027***	(0,0014)	0,0287***	(0,0042)
Secundaria completa	0,0714***	(0,0022)	0,0544***	(0,0063)	0,0352***	(0,0014)	0,0366***	(0,0041)
Técnico o tecnológico incompleto	0,1002***	(0,0033)	0,0834***	(0,0143)	0,0511***	(0,0022)	0,0457***	(0,0093)
Técnico o tecnológico completo	0,1201***	(0,0025)	0,1118***	(0,0096)	0,066***	(0,0017)	0,0658***	(0,0063)
Profesional incompleto	0,1255***	(0,0033)	0,1165***	(0,0147)	0,0689***	(0,0022)	0,0646***	(0,0096)
Profesional completo	0,1155***	(0,0025)	0,0905***	(0,0081)	0,0632***	(0,0016)	0,0578***	(0,0053)
Posgrado	0,1572***	(0,0034)	0,1268***	(0,0142)	0,086	(0,0022)	0,0852***	(0,0093)
Desconocida	0,0282***	(0,0027)	0,0257***	(0,0098)	0,0111***	(0,0018)	0,0217***	(0,0064)
Valor pensión del colegio								
Menos de \$87.000	9,65E-6	(0,0009)	0,0111**	(0,0044)	-0,0032***	(0,0006)	0,004	(0,0029)
Entre \$87.000 y menos de \$120.000	0,0264***	(0,0017)	0,0448***	(0,0122)	0,014***	(0,0011)	0,0198**	(0,008)
Entre \$120.000 y menos de \$150.000	0,0477***	(0,0021)	0,0494***	(0,0146)	0,0329***	(0,0014)	0,0414***	(0,0096)
Entre \$150.000 y menos de \$250.000	0,0762***	(0,0018)	0,0982***	(0,012)	0,0482***	(0,0012)	0,0586***	(0,0079)
\$250.000 o más	0,1046***	(0,0022)	0,1391***	(0,0156)	0,0659***	(0,0014)	0,0845***	(0,0102)
Constante	3,7462***	(0,0024)	3,6876***	(0,0076)	3,7934***	(0,0016)	3,7564***	(0,0049)
Observaciones	505.806		34.035		506.005		34.064	
R-cuadrado	0,147		0,094		0,109		0,059	

Nota: ***, ** y * denotan significancia estadística al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Fuente: Icfes (Saber 11); cálculos del autor.

Este resultado es muy importante, ya que estaría indicando que el beneficio en el rendimiento académico, derivado de ofrecer una mejor calidad educativa, es mayor entre los estudiantes étnicos. Ello sugiere que se debe trabajar considerablemente en permitir a este segmento de la población acceder a una educación de mejor calidad, pues los retornos serían comparativamente mayores. Esta sería una buena forma de cerrar o reducir las brechas y desventajas que debe enfrentar la población étnica, no solo en el terreno académico sino en general.

Otro hecho interesante se obtiene al analizar los resultados relacionados con el género. Las mujeres obtienen, en promedio, menores puntajes que los hombres, independientemente del grupo que se analice. Sin embargo, la diferencia en el puntaje, atribuible al género, es menor entre estudiantes étnicos. Concretamente, mientras que las mujeres no étnicas obtienen en promedio un puntaje en matemáticas 6,11% menor al de los hombres, dicha diferencia es del 4% para las estudiantes étnicas. Esta relación se vuelve aún más robusta al analizar estos resultados para el área de lenguaje.

Otro factor interesante corresponde a la concentración de población étnica en el departamento de residencia del estudiante. Los resultados indican que a mayor porcentaje de población étnica menor es el rendimiento académico del estudiante. Dicho efecto es esencialmente el mismo para los dos grupos. Igualmente, el área en que vive el estudiante, si trabaja, la jornada escolar del colegio y el número de personas que conforman el núcleo familiar de este afectan el rendimiento académico, como era de esperarse. Concretamente, si el estudiante vive en la cabecera municipal obtiene un puntaje, en matemáticas, entre 2,56% y 3% mayor que el de un estudiante que vive en el área rural, según el grupo que se analice. Esta ventaja beneficia, principalmente, a los estudiantes no étnicos, ya que una mayor proporción de estos vive en la cabecera municipal. Por otro lado, si el estudiante trabaja, ello se ve reflejado en una reducción del puntaje, ya que cuando este labora tiene menos tiempo para estudiar. Lo mismo sucede con el número de personas que conforman el núcleo familiar, pues a medida que este se incrementa hay mayor competencia por recursos destinados a la educación. Finalmente, estudiar en una jornada distinta a la completa conlleva, en promedio, a puntajes más bajos en la prueba. Por ejemplo, estudiar en una jornada nocturna o sabatina-dominical se asocia con puntajes que son, en promedio, 8,9% y 9,3% más bajos entre los estudiantes no étnicos, y 4,9% y 3,8% entre los estudiantes étnicos, dependiendo del área que se estudie. Este resultado indica que la jornada escolar influye significativamente sobre el rendimiento académico de los estudiantes (Bonilla, 2014), siendo mayor su efecto entre los estudiantes no étnicos.

4.2 DESCOMPOSICIÓN DE LA BRECHA ACADÉMICA

Una vez estudiados los determinantes del rendimiento académico de los estudiantes, se puede proceder a analizar la descomposición de la brecha académica entre los estudiantes étnicos y los no étnicos (Cuadro 4). Se puede constatar que existe una brecha académica de 9,6% en el área de matemáticas, y de 4,75% en lenguaje, las cuales son estadísticamente significativas en cualquier nivel de confianza, además de ser consistentes con la brecha encontrada en la sección 1.

La descomposición BO indica que las desventajas en las dotaciones asociadas con la población étnica (bajos ingresos y menor educación) explican, en buena medida, el diferencial en el rendimiento académico. Específicamente, a estas diferencias se pueden atribuir 5,75 pp del diferencial en matemáticas. No obstante, aún se obtienen 3,74 pp de la brecha, atribuibles a factores no observables.

Al analizar los resultados asociados con el área de lenguaje, se puede observar que la brecha académica es menor en esta área. Al igual que en matemáticas, una buena proporción de la brecha académica puede ser atribuida a diferencias en las dotaciones (2,5 pp), y otra parte corresponde a diferencias en el rendimiento académico, atribuibles a los factores no observables (1,7 pp). Sin embargo, en esta área existen, simultáneamente, diferencias dotacionales y de factores no observados, reflejadas en la significancia estadística de la interacción.

CUADRO 4. DESCOMPOSICIÓN BLINDER-OAXACA DE LA BRECHA ACADÉMICA DE LOS ESTUDIANTES ÉTNICOS CON LOS NO ÉTNICOS EN LA PRUEBA SABER 11 (2010)

	MATEMÁTICAS		LENGUAJE	
	COEFICIENTE	ERROR ESTÁNDAR	COEFICIENTE	ERROR ESTÁNDAR
Puntaje medio no étnicos	3,7694***	(0,0003)	3,8165***	(0,0002)
Puntaje medio étnicos	3,6733***	(0,0013)	3,7689***	(0,0008)
Brecha	0,0960***	(0,0013)	0,05	(0,0008)
Descomposición				
Dotación	0,0575***	(0,0014)	0,0258***	(0,0258)
Factores no observados	0,0374***	(0,0014)	0,0171***	(0,0171)
Interacción	0,001	(0,0015)	0,0045***	(0,0045)
Observaciones	539.841		540.069	

Nota: ***, ** y * denotan significancia estadística al 1%, 5% y 10%, respectivamente.
Fuente: Icfes (Saber 11); cálculos del autor.

4.2.1 DESCOMPOSICIÓN DE LA BRECHA ACADÉMICA DEPARTAMENTAL

La brecha académica varía significativamente de acuerdo con el departamento que se analice. Como se pudo observar en el análisis de la sección 1, en lugares como Nariño y Cauca existe una amplia brecha académica, tanto en matemáticas como en lenguaje, mientras que en otros, como Bogotá y Santander, dicha brecha es mínima. La variación de la brecha académica departamental constituye una motivación sustancial para descomponerla en cada ente territorial con el objetivo de determinar hasta qué punto la composición de la misma podría variar al ser analizada por departamento.

En el Cuadro 5 se muestran los resultados asociados con la descomposición BO para cada departamento. Se puede observar que para el área de matemáticas el tamaño de la brecha está entre el 2% y el 14%, dependiendo del ente que se mire, mientras que para lenguaje esta se encuentra entre el 1,5% y el 6%. Adicionalmente, en dicho cuadro se ordenan los departamentos de acuerdo con el tamaño de la brecha académica predicha por la descomposición. Como se puede observar, entes territoriales como Amazonas, Vaupés y Vichada representan aquellos donde la brecha académica es mayor en el área de matemáticas; mientras que en Bogotá, Santander y Huila no observan brechas estadísticamente significativas. Por su lado, Cauca y Nariño muestran la brecha académica más amplia en el área de lenguaje.

Hasta ahora, estos resultados solamente confirman los hallazgos de la sección 1; sin embargo, lo interesante se evidencia al analizar la descomposición del diferencial académico. En aquellos departamentos donde la brecha académica es más amplia, es decir, los que tienen el porcentaje más alto de población étnica, mayor es la proporción de la brecha atribuible a factores no observables (Cuadro 5). Por ejemplo, en Nariño el 93,7% del diferencial en el puntaje en matemáticas es atribuible a este efecto; no obstante, en otros entes territoriales donde la concentración de población étnica y la brecha académica son menores, como Atlántico, la totalidad de la brecha puede ser atribuida a las diferencias en las dotaciones.

En pocas palabras, en departamentos con poca concentración de población étnica la brecha académica no solo es menor, sino que es atribuible, principalmente, a diferencias dotacionales; mientras que en entes territoriales con alto porcentaje de población étnica, dicho diferencial no solo tiende a ser mayor, sino que es atribuible, en su mayoría, a factores no observables. Vale la pena aclarar que el resultado departamental contrasta con el nacional, el cual establece que la mayor parte de la brecha académica es atribuible a las diferencias en dotaciones. Ello indica que el resultado nacional estaría subestimando el *efecto rendimiento* en los departamentos con un alto porcentaje de población étnica y resalta la importancia de aplicar la descomposición BO por departamento.

CUADRO 5. DESCOMPOSICIÓN DE LA BRECHA ACADÉMICA, SEGÚN DEPARTAMENTO (ÁREAS DE MATEMÁTICAS Y LENGUAJE, PRUEBA SABER 11)

ENTE TERRITORIAL	MATEMÁTICAS								
	BRECHA	ERROR ESTÁNDAR	EFEECTO DOTACIÓN	ERROR ESTÁNDAR	EFEECTO RENDIMIENTO	ERROR ESTÁNDAR	INTERACCIÓN	ERROR ESTÁNDAR	OBSERVACIONES
Amazonas	0,1411***	(0,0216)	0,0726***	(0,028)	0,123***	(0,035)	-0,055	(0,039)	694
Vaupés	0,1327***	(0,0405)	0,065	(0,041)	0,131	(0,083)	-0,063	(0,087)	250
Vichada	0,1242***	(0,027)	0,019	(0,033)	0,0984***	(0,033)	0,007	(0,039)	450
Nariño	0,119***	(0,0047)	0,01201***	(0,003)	0,1115***	(0,005)	-0,005	(0,003)	15.018
Cauca	0,1086***	(0,0045)	0,019***	(0,003)	0,0908***	(0,005)	-0,001	(0,004)	11.868
Caldas	0,1014***	(0,0093)	0,0692***	(0,015)	0,0431***	(0,010)	-0,011	(0,015)	11.986
Guainía	0,0775***	(0,047)	0,0976***	(0,034)	-0,108	(0,077)	0,088	(0,076)	154
San Andrés	0,0729***	(0,0172)	0,0359***	(0,015)	0,0451***	(0,02)	-0,008	(0,019)	874
Córdoba	0,0661***	(0,0054)	0,0427***	(0,006)	0,0307***	(0,006)	-0,007	(0,006)	17.926
Antioquia	0,0652***	(0,0048)	0,0247***	(0,003)	0,0475***	(0,005)	-0,0071***	(0,003)	76.513
Valle	0,064***	(0,0042)	0,0148***	(0,003)	0,0569***	(0,004)	-0,0077***	(0,003)	36.917
Sucre	0,0597***	(0,0064)	0,0279***	(0,005)	0,0214***	(0,007)	0,0104**	(0,005)	10.847
La Guajira	0,0498***	(0,0077)	0,0349***	(0,006)	0,014	(0,008)	0,001	(0,007)	6.383
Bolívar	0,0467***	(0,0058)	0,0367***	(0,009)	0,0214***	(0,006)	-0,011	(0,009)	25.087
Cesar	0,0428***	(0,0102)	0,012	(0,009)	0,0216**	(0,010)	0,009	(0,009)	11.413
Tolima	0,0413***	(0,0085)	0,0435***	(0,009)	0,0186***	(0,008)	-0,0208***	(0,008)	16.449
Magdalena	0,0384***	(0,0127)	0,0373**	(0,018)	0,011	(0,013)	-0,010	0,018	13.837
Putumayo	0,0366***	(0,0122)	0,0144**	(0,007)	0,020	(0,012)	0,002	(0,007)	3.092
Casanare	0,035	(0,0296)	-0,015	(0,032)	0,015	(0,028)	0,035	(0,031)	4.814
Risaralda	0,0335***	(0,0122)	0,006	(0,009)	0,023	(0,012)	0,004	(0,009)	10.941
Chocó	0,0272**	(0,0026)	0,0123***	(0,004)	0,012	(0,013)	0,003	(0,009)	4.050
Guaviare	0,027	(0,0377)	-0,003	(0,070)	0,035	(0,038)	-0,005	(0,071)	774
Cundinamarca	0,023	(0,0147)	0,014	(0,014)	0,020	(0,014)	-0,010	(0,014)	35.475
Meta	0,0222**	(0,011)	0,0087c	(0,013)	0,000	(0,011)	0,013	(0,013)	10.454
Atlántico	0,0216***	(0,0083)	0,02194***	(0,006)	0,005	(0,008)	-0,005	(0,005)	27.442
Boyacá	0,008	(0,0286)	-0,024	(0,022)	0,037	(0,028)	-0,005	(0,021)	18.150
Caquetá	-0,000	(0,037)	-0,010	(0,048)	0,013	(0,034)	-0,003	(0,046)	4.138
Quindío	-0,001	(0,0187)	0,1321***	(0,040)	-0,020	(0,018)	-0,1131***	(0,040)	6.998
Arauca	-0,002	(0,0213)	-0,008	(0,019)	-0,014	(0,022)	0,019	(0,020)	2.924
Bogotá	-0,003	(0,0064)	-0,0132***	(0,004)	0,0208***	(0,006)	-0,1064***	(0,003)	97.342
Huila	-0,015	(0,0201)	0,013	(0,018)	0,008	(0,019)	-0,036	(0,016)	12.932
Santander	-0,019	(0,0232)	-0,0737***	(0,020)	0,020	(0,021)	0,0349**	(0,017)	27.321
Norte de Santander	-0,027	(0,0141)	-0,014	(0,026)	-0,013	(0,013)	0,000	(0,026)	16.328

CUADRO 5. DESCOMPOSICIÓN DE LA BRECHA ACADÉMICA, SEGÚN DEPARTAMENTO (ÁREAS DE MATEMÁTICAS Y LENGUAJE, PRUEBA SABER 11)
(CONTINUACIÓN)

ENTE TERRITORIAL	BRECHA	LENGUAJE						INTERACCIÓN	OBSERVACIONES
		ERROR ESTÁNDAR	EFEECTO DOTACIÓN	ERROR ESTÁNDAR	EFEECTO RENDIMIENTO	ERROR ESTÁNDAR			
Nariño	0,0596***	(0,003)	0,0089***	(0,002)	0,0535***	(0,003)	-0,003	(0,002)	15.027
Cauca	0,0534***	(0,003)	0,0069***	(0,002)	0,0463**	(0,003)	0,000	(0,002)	11.876
Antioquia	0,0474***	(0,003)	0,0114***	(0,002)	0,0387***	(0,003)	-0,003	(0,002)	76.561
Caldas	0,0385***	(0,006)	0,0375***	(0,009)	0,007	(0,006)	-0,006	(0,009)	11.992
Tolima	0,0361***	(0,006)	0,0182***	(0,006)	0,0258***	(0,006)	-0,008	(0,006)	16.451
Casanare	0,0357**	(0,016)	-0,002	(0,018)	0,025	(0,017)	0,013	(0,018)	4.815
Córdoba	0,0344***	(0,003)	0,0262***	(0,004)	0,0176***	(0,004)	-0,0094***	(0,004)	17.935
Vichada	0,033	(0,169)	0,019	(0,020)	0,0135***	(0,022)	0,000	(0,025)	450
Guainía	0,031	(0,025)	0,0019***	(0,021)	-0,073	(0,043)	0,101	(0,044)	154
La Guajira	0,0295***	(0,005)	0,0149***	(0,004)	0,0158***	(0,006)	-0,001	(0,005)	6.386
Valle	0,0294***	(0,003)	0,0064***	(0,002)	0,0275***	(0,003)	-0,0044***	(0,002)	36.930
Chocó	0,0247***	(0,007)	0,0069***	(0,002)	0,013	(0,008)	0,005	(0,006)	4.055
Bolívar	0,0236***	(0,004)	0,0235***	(0,006)	0,0099***	(0,004)	-0,010	(0,006)	25.102
Risaralda	0,0236***	(0,008)	0,0114**	(0,006)	0,015	(0,008)	-0,003	(0,006)	10.945
Vaupés	0,023	(0,031)	-0,005	(0,024)	-0,080	(0,063)	0,108	(0,064)	250
Guaviare	0,022	(0,035)	0,015	(0,062)	0,048	(0,036)	-0,041	(0,063)	774
Sucre	0,0221***	(0,004)	0,012***	(0,003)	0,001	(0,004)	0,009	(0,003)	10.852
San Andrés	0,019	(0,011)	0,009	(0,010)	0,014	(0,013)	-0,004	(0,013)	875
Putumayo	0,0165***	(0,007)	0,006	(0,004)	0,011	(0,007)	0,000	(0,004)	3.093
Meta	0,0163***	(0,007)	0,0194***	(0,008)	0,006	(0,007)	-0,009	(0,008)	10.459
Amazonas	0,015	(0,011)	0,020	(0,014)	-0,013	(0,019)	0,008	(0,027)	695
Atlántico	0,0149***	(0,006)	0,0083**	(0,004)	0,007	(0,005)	-0,001	(0,004)	27.459
Cesar	0,013	(0,007)	0,011	(0,006)	0,003	(0,007)	-0,001	(0,006)	11.423
Cundinamarca	0,012	(0,010)	0,001	(0,009)	0,008	(0,009)	0,003	(0,009)	35.483
Magdalena	0,010	(0,008)	0,0266***	(0,011)	-0,005	(0,008)	-0,012	(0,113)	13.846
Arauca	0,009	(0,020)	0,030	(0,018)	0,005	(0,020)	-0,026	(0,017)	2.925
Quindío	0,006	(0,011)	0,007	(0,024)	-0,006	(0,011)	0,004	(0,024)	7.002
Boyacá	0,001	(0,015)	-0,016	(0,010)	0,015	(0,014)	0,001	(0,009)	18.154
Bogotá	-0,002	(0,004)	-0,007***	(0,003)	0,0116***	(0,004)	-0,0063***	(0,001)	97.361
Norte de Santander	-0,007	(0,010)	-0,023	(0,018)	0,003	(0,009)	0,013	(0,018)	16.335
Caquetá	-0,012	(0,021)	0,016	(0,027)	-0,004	(0,020)	-0,025	(0,026)	4.140
Huila	-0,019	(0,011)	0,004	(0,009)	-0,007	(0,011)	-0,016	(0,009)	12.938
Santander	-0,022	(0,013)	-0,0251***	(0,011)	-0,005	(0,012)	0,008	(0,010)	27.326

Nota: ***, ** y * denotan significancia estadística al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Fuente: Icfes (Saber 11); cálculos del autor.

4.2.2. ¿CAMBIA LA COMPOSICIÓN DE LA BRECHA ACADÉMICA DEPARTAMENTAL A LO LARGO DE LA CURVA DE RENDIMIENTO?

Con la descomposición BO por cuantiles se encuentra que los resultados son heterogéneos⁹. En el área de matemáticas, por ejemplo, los resultados justifican haber realizado dicho ejercicio, ya que se puede observar que el tamaño de la brecha académica cambia considerablemente a medida que se produce el desplazamiento sobre la curva de rendimiento académico, al igual que los factores explicativos de la misma (Gráfico A2 del Anexo). Sin embargo, cuando se analizan los resultados asociados con el área de lenguaje, este comportamiento es menos robusto, lo cual es un resultado esperado, ya que en el área de matemáticas hay una mayor volatilidad en la distribución de los puntajes obtenidos por los estudiantes, tanto étnicos como no étnicos.

Siguiendo con el análisis, los resultados indican que en ocho de los 21 departamentos en los cuales la brecha académica es estadísticamente significativa para el área de matemáticas, esta tiende a incrementarse entre los estudiantes con un alto rendimiento académico. Análogamente, en cuatro departamentos la brecha tiende a reducirse entre los estudiantes que obtuvieron altos puntajes, mientras que en los restantes nueve la brecha académica no exhibe una tendencia clara.

Un caso particularmente llamativo es Cesar, y, en una menor proporción, Tolima, ya que la brecha académica presenta un comportamiento en forma de una u invertida. Es decir, la brecha académica de los estudiantes étnicos con los no étnicos se incrementa gradualmente hasta llegar al quinto decil, para, posteriormente, disminuir hasta llegar a un nivel equivalente al que se tenía en el primero.

Al estudiar los resultados asociados con la descomposición BO por cuantiles, se evidencia la heterogeneidad en el comportamiento de la brecha académica en el ámbito departamental, y ello genera dificultades al momento de interpretar los resultados. La razón por la cual en algunos departamentos la brecha se hace más amplia (estrecha) entre los estudiantes con un alto rendimiento académico constituye un análisis de las peculiaridades de cada uno de estos entes territoriales. Por esta razón, aquel queda abierto para futuras investigaciones relacionadas con el tema de etnia y rendimiento académico.

En cuanto al comportamiento de los factores a los cuales se les puede atribuir la existencia de la brecha académica, se podría decir que el efecto asociado con los factores no observados es el que determina las variaciones en el tamaño de la misma. La razón es que este factor es el que presenta mayores variaciones a lo largo de la distribución de los puntajes, pues el efecto dotacional tiende a permanecer relativamente constante.

⁹ Para descomponer la brecha en el rendimiento académico se utilizó el comando *cdeco* en Stata, propuesto por Chernozhukov, Fernández-Val y Melly (2009).

En la mayoría de los departamentos con una brecha académica estadísticamente significativa en el área de lenguaje esta no presenta mayores variaciones a lo largo de la curva de rendimiento académico, ya que, a diferencia de lo encontrado para el área de matemáticas, la brecha fluctúa alrededor de los valores medios (Gráfico A3 del Anexo). Lo mismo sucede con los factores explicativos de la misma.

5. CONCLUSIONES

Este estudio analiza la brecha en el rendimiento académico entre los estudiantes étnicos y no étnicos. Los resultados indican que existe una brecha académica estadísticamente significativa en las áreas de matemáticas y lenguaje, la cual favorece a los estudiantes no étnicos.

Al descomponer la brecha académica por departamentos, utilizando la metodología propuesta por Blinder y Oaxaca, se detectaron dos hechos importantes: i) en departamentos con un alto porcentaje de población étnica existe una brecha académica estadísticamente significativa, la cual es proporcional al porcentaje de población étnica, y ii) en departamentos donde la brecha académica es estadísticamente significativa, esta es atribuible, principalmente, a factores no observados. Lo que estos resultados estarían indicando es que en departamentos con una mayor proporción de población étnica, los factores no observados afectan negativamente el rendimiento académico de los estudiantes que pertenecen a una etnia.

Se ha propuesto la migración étnica como un factor que contribuye a explicar las profundas diferencias en la brecha académica en el ámbito departamental. La idea detrás de este argumento subyace en que la población étnica residente en los entes territoriales de menor concentración de este tipo de población corresponde a aquella que ha migrado hacia los mismos en busca de mejores condiciones de vida, ya que estos tienen mayor riqueza. Este segmento de la población étnica cuenta con dotaciones educativas comparativamente mejores que las de sus equivalentes en los departamentos de origen. En ese orden de ideas, dicho segmento de la población étnica es el encargado de cerrar la brecha académica en estos departamentos, mientras que en las regiones de origen permanece el segmento poblacional cuyo nivel educativo es comparativamente bajo, lo que explicaría su amplia brecha.

Al realizar la descomposición de la brecha en distintos puntos de la curva de rendimiento académico se encontró que en aquellos departamentos con una brecha estadísticamente significativa, el comportamiento de la misma no exhibe una tendencia clara. En algunos casos se encontró que la brecha en el rendimiento académico tiende a hacerse más amplia entre los estudiantes con puntajes altos, sobre todo para el área de matemáticas. Sin embargo, en otros casos se observa que esta se reduce o permanece relativamente constante.

Con respecto al comportamiento de los factores explicativos de la brecha académica, el efecto asociado con los factores no observados es el principal determinante de las variaciones en su tamaño, debido a su volatilidad. Por su lado, el efecto dotacional permanece relativamente constante a la largo de la curva de rendimiento académico.

Finalmente, en cuanto a los determinantes del rendimiento académico de los estudiantes, se encontró que la educación de la madre, el ingreso familiar mensual y la calidad del colegio son los factores con mayor incidencia sobre el puntaje obtenido por los estudiantes en las áreas de matemáticas y lenguaje, siendo la educación de la madre el factor de mayor incidencia. En el caso particular de la calidad educativa, se encontró que el beneficio, en términos del rendimiento académico, derivado de asistir a un colegio de mejor calidad, es mayor entre los estudiantes étnicos. Ello sugiere que se debe trabajar en garantizar a estos estudiantes el acceso a una educación de mejor calidad, pues los retornos serían mayores en este segmento de la población estudiantil. Esta constituye una buena estrategia para reducir la brecha académica y las desventajas que debe enfrentar la población étnica en general.

REFERENCIAS

- Acharya, N.; Joshi, S. (2009). “Influence of Parents’ Education on Achievement Motivation of Adolescents”, *Indian Journal of Social Sciences Researches*, vol. 6, núm. 1, pp. 72-79.
- Barón, J. (2013). “La brecha del 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. (2011). “Sensibilidad de la oferta de migrantes internos a las condiciones del mercado laboral en las principales ciudades de Colombia”, Documentos de Trabajo sobre Economía Regional, núm. 149, Banco de la República.
- Blinder, A. (1973). “Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates”, *The Journal of Human Resources*, vol. 8, núm. 4, pp. 436-455.
- Bonilla, L. (2014). “Doble jornada escolar y la 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.
- Chernozhukov, V.; Fernandez-Val, I.; Melly, B. (2009). “Inference on Counterfactual Distributions”, technical report, núm. cwp09/09, Center for Microdata Methods and Practice, Institute for Fiscal Studies.
- Galvis, L. A. (2011). “Diferenciales salariales por género y región en Colombia: una aproximación con regresión por cuantiles”, en L. Bonilla Mejía (ed.),

- Dimensión regional de la desigualdad en Colombia*, Colección de Economía Regional, Banco de la República, pp. 207-252.
- Instituto Colombiano para la Evaluación de la Educación (Icfes) (2010). “Orientaciones para el examen de ensayo de educación media Icfes Saber 11” [en línea], disponible en: http://www.icfes.gov.co/examenes/component/docman/doc_view/52-guia-orientaciones-para-el-examen-de-ensayo-icfes-pre-saber-11?Itemid=
- Jann, B. (2008). “The Blinder-Oaxaca Decomposition for Linear Regression Models”, *Stata Journal*, vol. 8, núm. 4, pp. 453-479.
- Koenker, R.; Basset, G. (1978). “Regression Quantiles”, *Econometrica*, vol. 46, núm. 1, pp. 33-50.
- Machado, J.; Mata, J. (2005). “Counterfactual Decomposition of Changes in Wage Distributions Using Quantile Regression”, *Journal of Applied Econometrics*, vol. 20, núm. 4, pp. 445-465.
- Martine, G. (1975). “Volume, Characteristics and Consequences of Internal Migration in Colombia”, *Demography*, vol. 12, núm. 2, pp. 193-208.
- Núñez, J.; Steiner, R.; Cadena, X.; Pardo, R. (2002). “¿Cuáles colegios ofrecen mejor educación en Colombia?”, Archivos de Economía, num. 193, Departamento Nacional de Planeación.
- Noe, D.; Rodríguez, J.; Zúñiga, I. (2005). “Brecha étnica e influencia de los pares en el rendimiento escolar: evidencia para Chile”, *Políticas Sociales*, núm. 102, Consejo Económico para América Latina y el Caribe (Cepal).
- Ospino, C.; Roldán, P.; Barraza, N. (2010). “Oaxaca-Blinder Wage Decompositions: Methods, Critiques and Applications. A Literature Review”, *Revista de Economía del Caribe*, núm. 5, pp. 237-274.
- Oaxaca, R. (1973). “Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets”, *International Economic Review*, vol. 14, núm. 3, pp. 693-709.
- Romero, J. (2010a). “Educación, calidad de vida y otras desventajas económicas de los indígenas en Colombia”, Documentos de Trabajo sobre Economía Regional, núm. 124, Banco de la República.
- Romero, J. (2010b). “El éxito económico de los costeños en Bogotá: migración interna y capital humano”, Documentos de Trabajo sobre Economía Regional, núm. 129, Banco de la República.

ANEXO

CUADRO A1. DISTRIBUCIÓN PORCENTUAL DE LA POBLACIÓN CENSADA, SEGÚN PERTENENCIA ÉTNICA Y DEPARTAMENTO

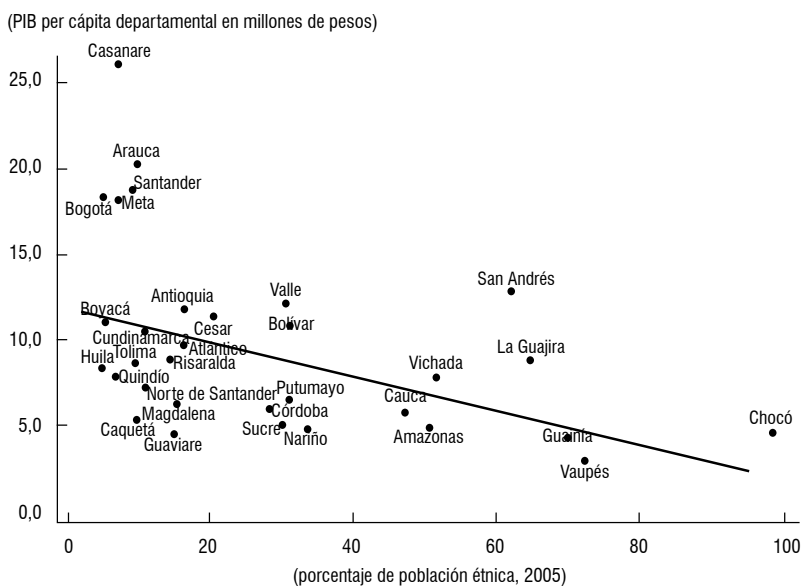
ENTE TERRITORIAL	INDÍGENAS	ROM	AFROCOLOMBIANOS	TOTAL ETNIA	POBLACIÓN TOTAL	PORCENTAJE DE POBLACIÓN ÉTNICA
Chocó	44.127	1	286.011	330.139	348.299	94,79
Vaupés	11.587	1	270	11.858	17.385	68,21
Guainía	11.595	0	185	11.780	17.865	65,94
La Guajira	278.212	1	91.773	369.986	619.135	59,76
San Andrés	62	0	33.861	33.923	59.424	57,09
Vichada	17.663	0	1.126	18.789	39.825	47,18
Amazonas	19.000	0	868	19.868	43.744	45,42
Cauca	248.532	1	256.022	504.555	1.153.285	43,75
Nariño	155.199	89	270.530	425.818	1.438.893	29,59
Bolívar	2.066	911	497.667	500.644	1.802.294	27,78
Valle	22.313	717	1.092.169	1.115.199	4.015.051	27,78
Sucre	82.934	59	121.738	204.731	757.001	27,05
Putumayo	44.515	0	11.630	56.145	212.607	26,41
Córdoba	151.064	29	192.051	343.144	1.453.465	23,61
Cesar	44.835	15	105.412	150.262	869.878	17,27
Nacional	1.392.623	4.857	4.311.757	5.709.237	40.607.408	14,06
Atlántico	27.972	1.975	227.251	257.198	2.096.689	12,27
Antioquia	28.914	75	593.726	622.715	5.458.918	11,41
Magdalena	9.045	1	110.349	119.395	1.123.123	10,63
Guaviare	2.117	0	2.883	5.000	49.281	10,15
Risaralda	24.810	1	43.562	68.373	855.648	7,99
Caldas	38.271	0	22.659	60.930	891.044	6,84
Arauca	3.279	0	5.925	9.204	146.308	6,29
Tolima	55.987	25	15.831	71.843	1.294.666	5,55
Caquetá	5.026	3	11.670	16.699	312.159	5,35
Meta	8.988	3	17.983	26.974	702.790	3,84
Cundinamarca	7.401	30	73.651	81.082	2.186.539	3,71

CUADRO A1. DISTRIBUCIÓN PORCENTUAL DE LA POBLACIÓN CENSADA, SEGÚN PERTENENCIA ÉTNICA Y DEPARTAMENTO (CONTINUACIÓN)

ENTE TERRITORIAL	INDÍGENAS	ROM	AFROCOLOMBIANOS	TOTAL ETNIA	POBLACIÓN TOTAL	PORCENTAJE DE POBLACIÓN ÉTNICA
Santander	2.389	139	60.008	62.536	1.904.515	3,28
Casanare	4.102	18	4.004	8.124	278.087	2,92
Quindío	2.145	37	12.744	14.926	517.778	2,88
Norte de Santander	7.247	187	22.123	29.557	1.196.259	2,47
Huila	10.335	2	11.544	21.881	984.869	2,22
Boyacá	5.859	14	16.646	22.519	1.196.815	1,88
Bogotá	15.032	523	97.885	113.440	6.563.769	1,73

Fuente: DANE (censo general, 2005).

GRÁFICO A1. CORRELACIÓN ENTRE EL PIB PER CÁPITA DEPARTAMENTAL Y EL PORCENTAJE DE POBLACIÓN ÉTNICA



Fuente: DANE; elaboración del autor.

GRÁFICO A2. DESCOMPOSICIÓN DE LA BRECHA ACADÉMICA, SEGÚN DEPARTAMENTO (ÁREA DE MATEMÁTICAS, PRUEBA SABER 11)

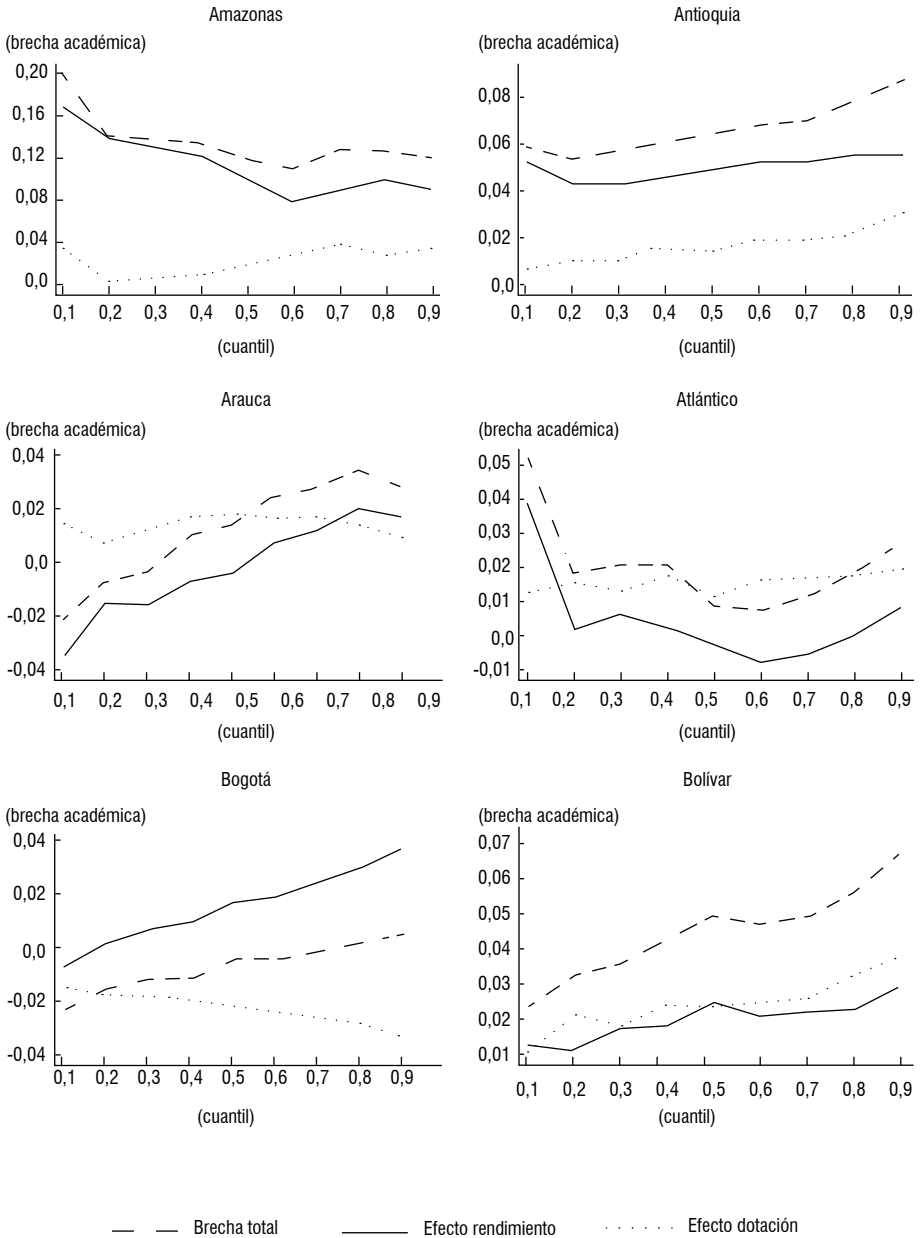
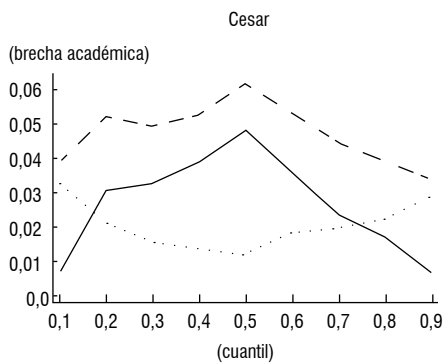
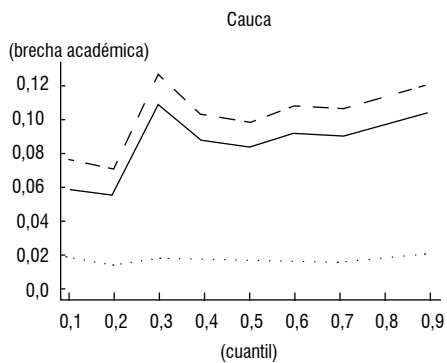
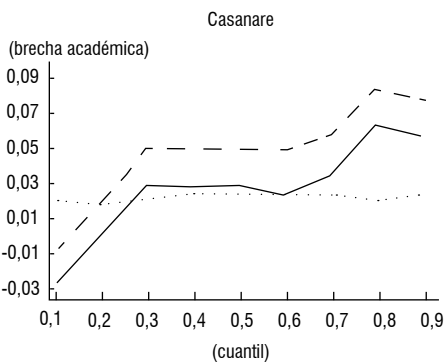
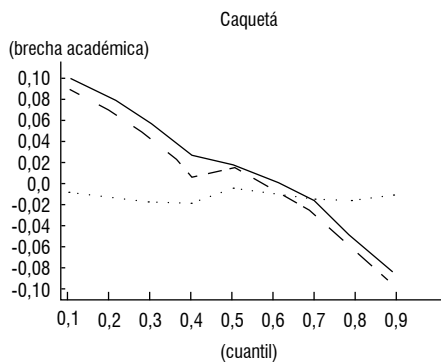
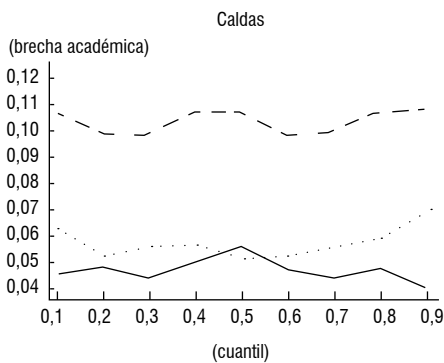
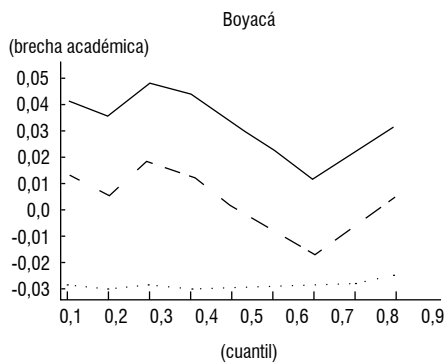
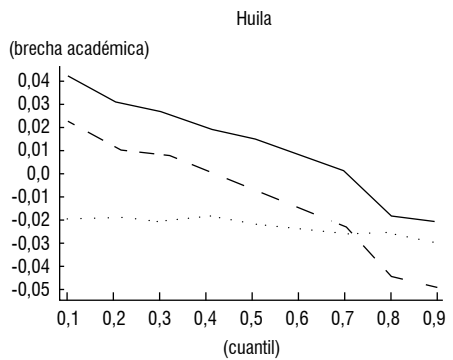
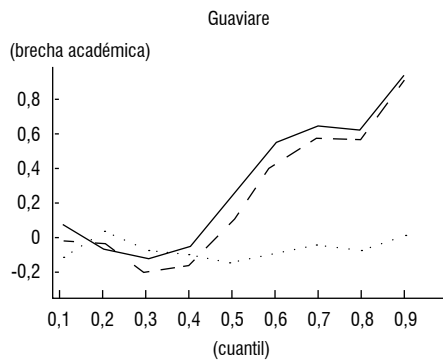
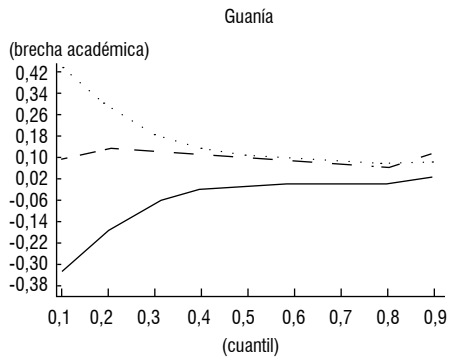
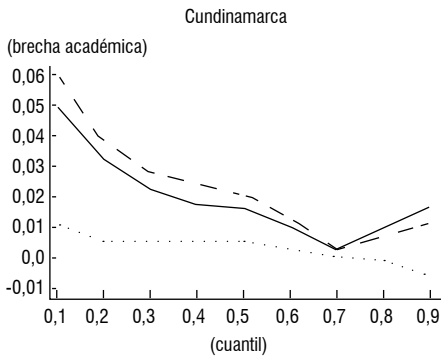
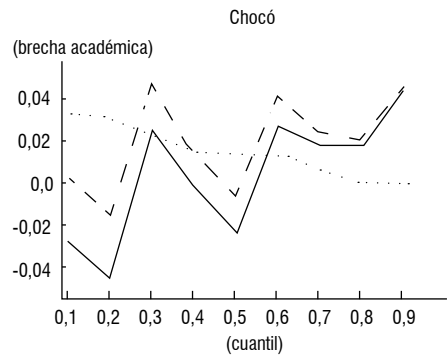
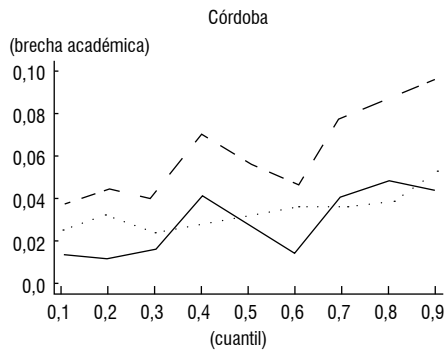


GRÁFICO A2. DESCOMPOSICIÓN DE LA BRECHA ACADÉMICA, SEGÚN DEPARTAMENTO (ÁREA DE MATEMÁTICAS, PRUEBA SABER 11) (CONTINUACIÓN)



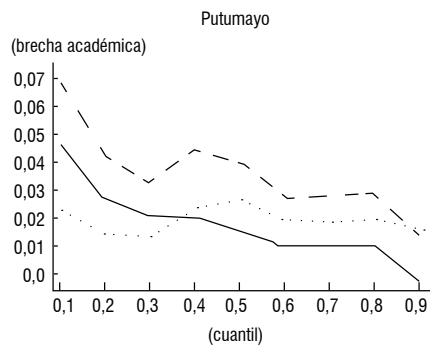
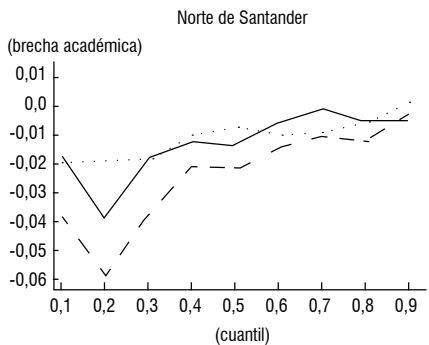
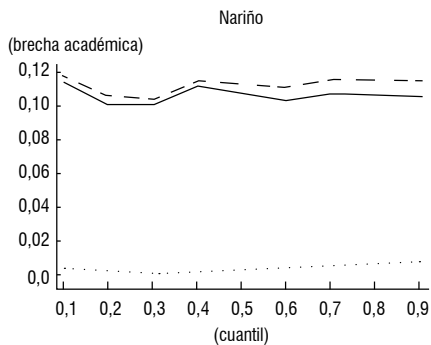
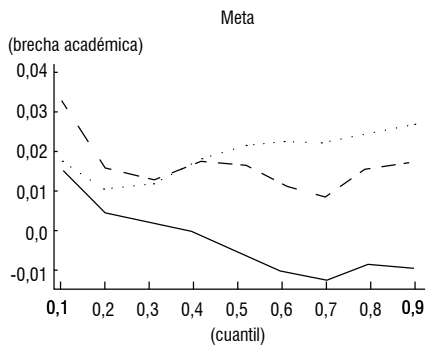
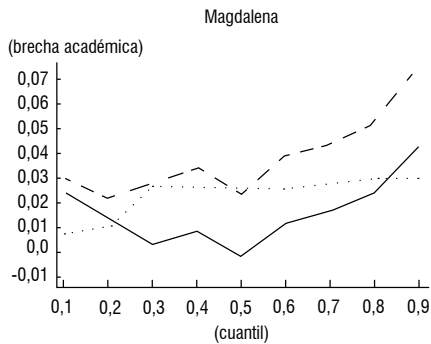
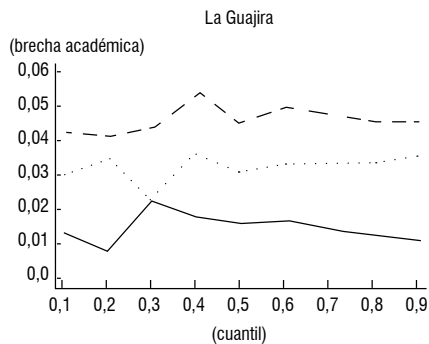
— Brecha total — Efecto rendimiento ···· Efecto dotación

GRÁFICO A2. DESCOMPOSICIÓN DE LA BRECHA ACADÉMICA, SEGÚN DEPARTAMENTO (ÁREA DE MATEMÁTICAS, PRUEBA SABER 11) (CONTINUACIÓN)



— Brecha total — Efecto rendimiento ······ Efecto dotación

GRÁFICO A2. DESCOMPOSICIÓN DE LA BRECHA ACADÉMICA, SEGÚN DEPARTAMENTO (ÁREA DE MATEMÁTICAS, PRUEBA SABER 11) (CONTINUACIÓN)



— Brecha total — Efecto rendimiento ···· Efecto dotación

GRÁFICO A2. DESCOMPOSICIÓN DE LA BRECHA ACADÉMICA, SEGÚN DEPARTAMENTO (ÁREA DE MATEMÁTICAS, PRUEBA SABER 11) (CONTINUACIÓN)

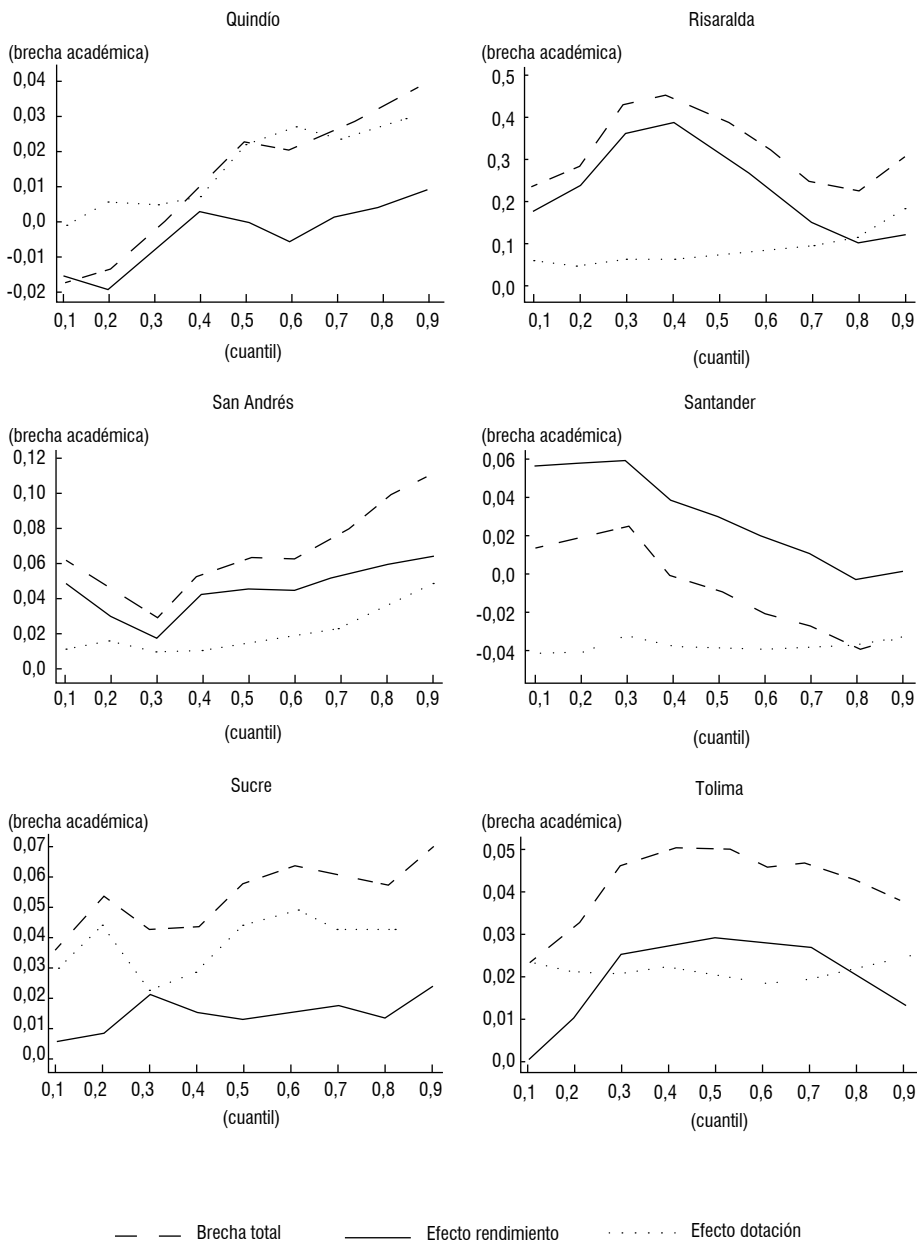
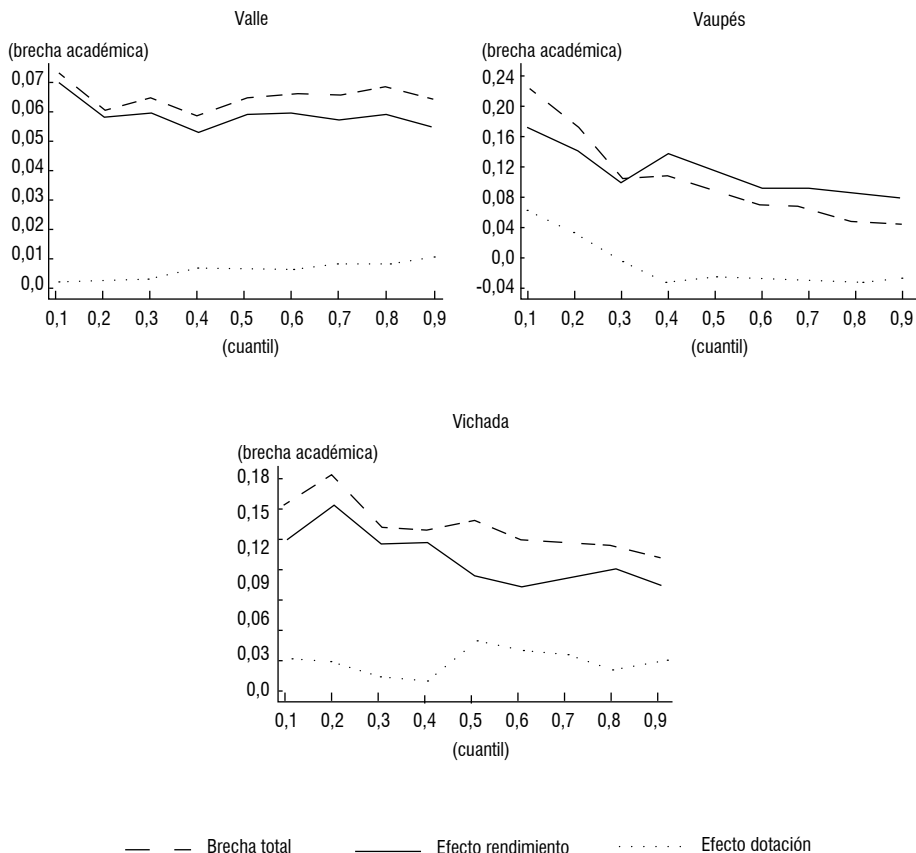


GRÁFICO A2. DESCOMPOSICIÓN DE LA BRECHA ACADÉMICA, SEGÚN DEPARTAMENTO (ÁREA DE MATEMÁTICAS, PRUEBA SABER 11) (CONTINUACIÓN)



Nota: los intervalos de confianza de estas estimaciones están disponibles y pueden ser solicitados al autor.
Fuente: DANE; elaboración del autor.

GRÁFICO A3. DESCOMPOSICIÓN DE LA BRECHA ACADÉMICA, SEGÚN DEPARTAMENTO (ÁREA DE LENGUAJE, PRUEBA SABER 11)

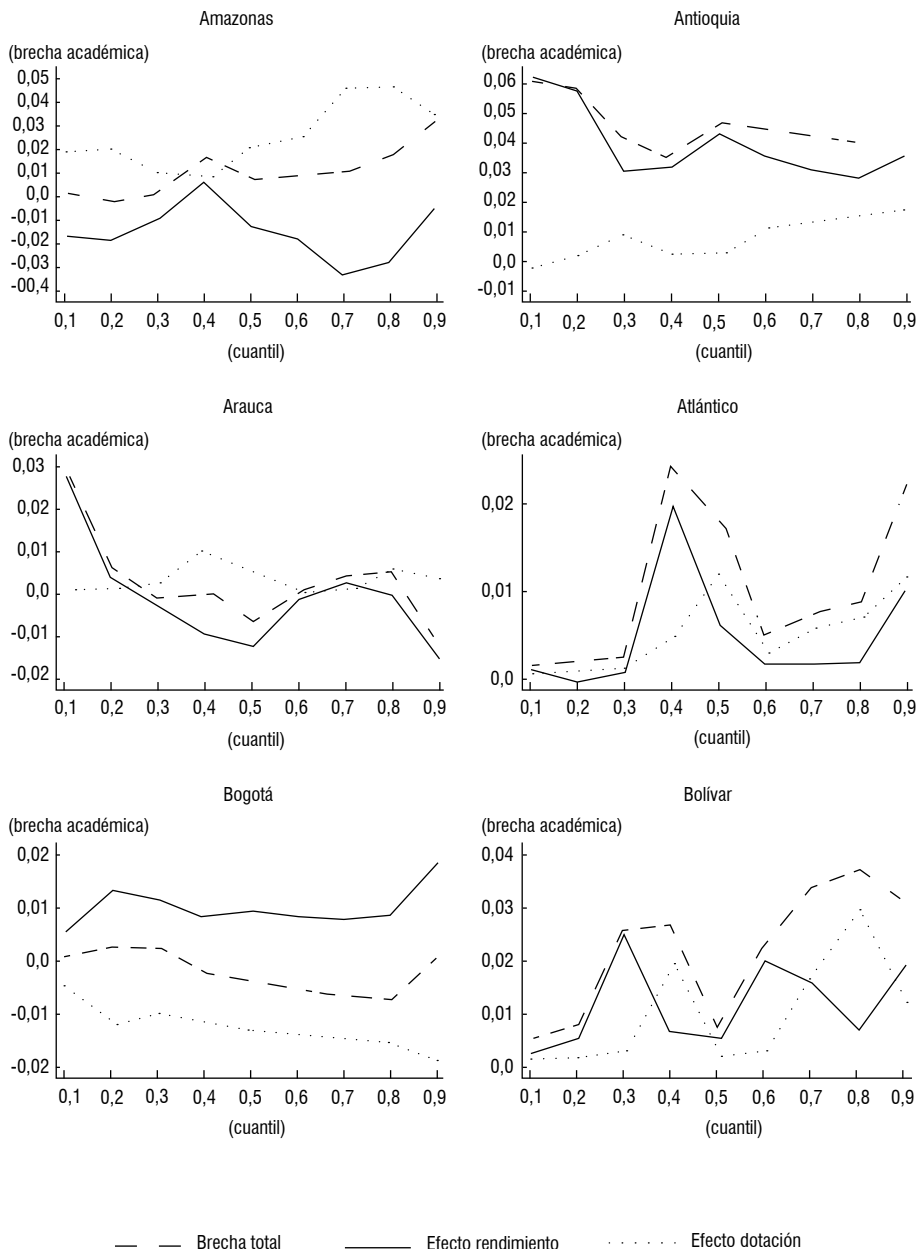
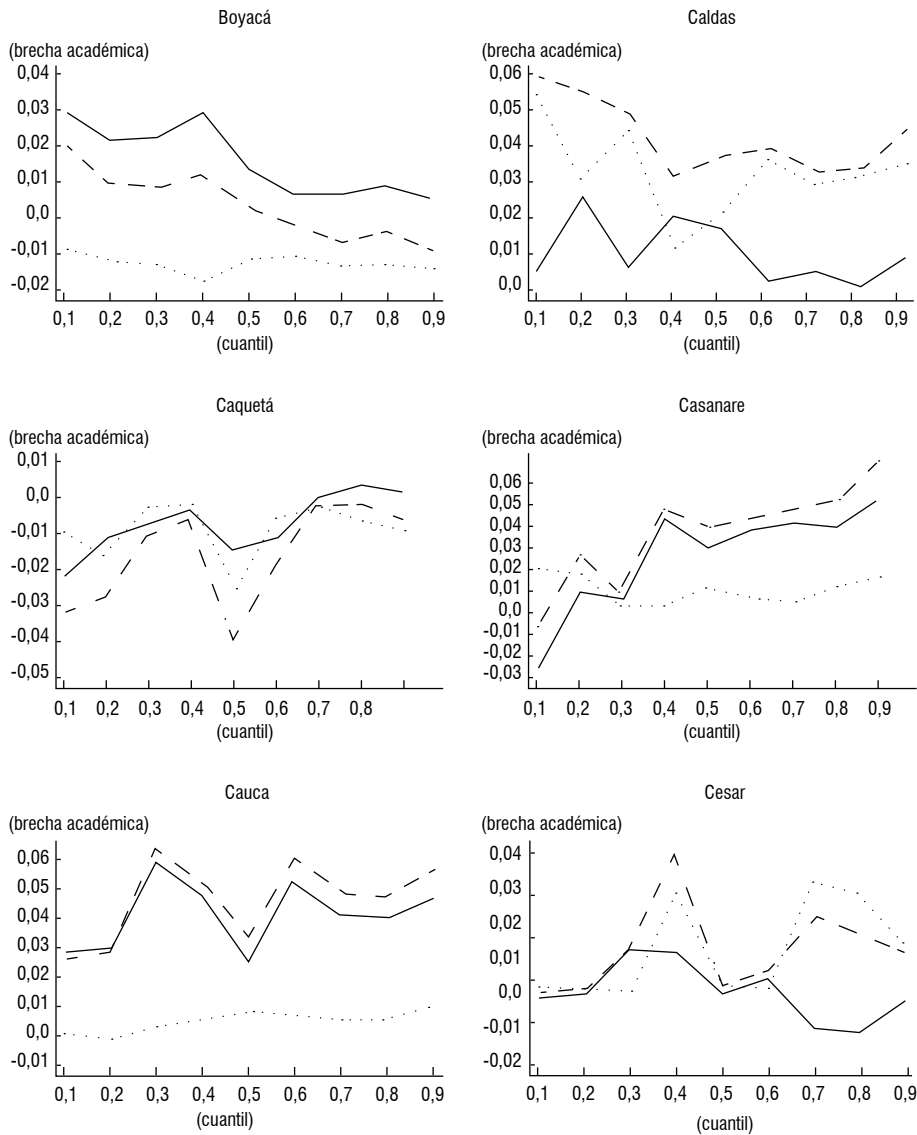


GRÁFICO A3. DESCOMPOSICIÓN DE LA BRECHA ACADÉMICA, SEGÚN DEPARTAMENTO (ÁREA DE LENGUAJE, PRUEBA SABER 11) (CONTINUACIÓN)



¶

— — Brecha total — Efecto rendimiento ······ Efecto dotación

GRÁFICO A3. DESCOMPOSICIÓN DE LA BRECHA ACADÉMICA, SEGÚN DEPARTAMENTO (ÁREA DE LENGUAJE, PRUEBA SABER 11) (CONTINUACIÓN)

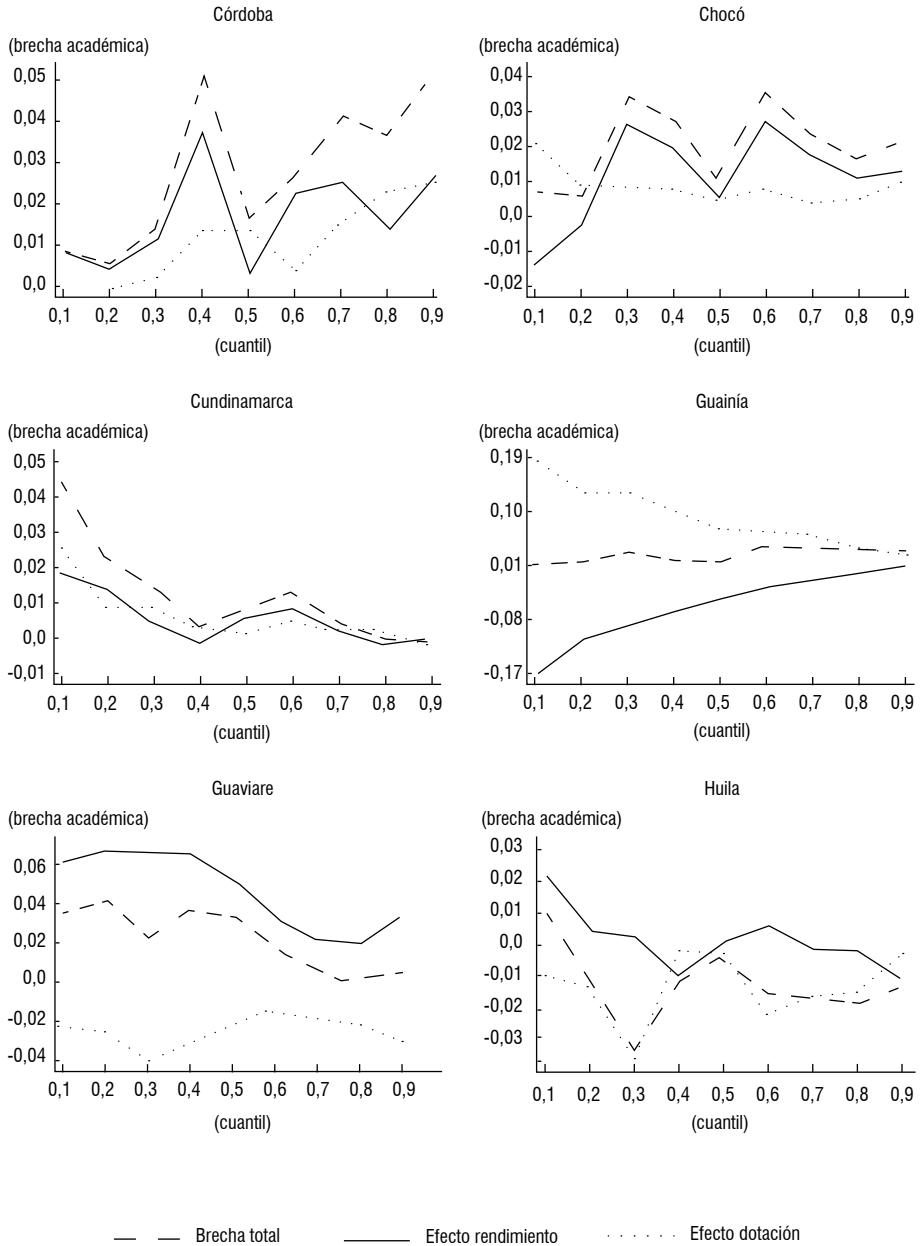


GRÁFICO A3. DESCOMPOSICIÓN DE LA BRECHA ACADÉMICA, SEGÚN DEPARTAMENTO (ÁREA DE LENGUAJE, PRUEBA SABER 11) (CONTINUACIÓN)

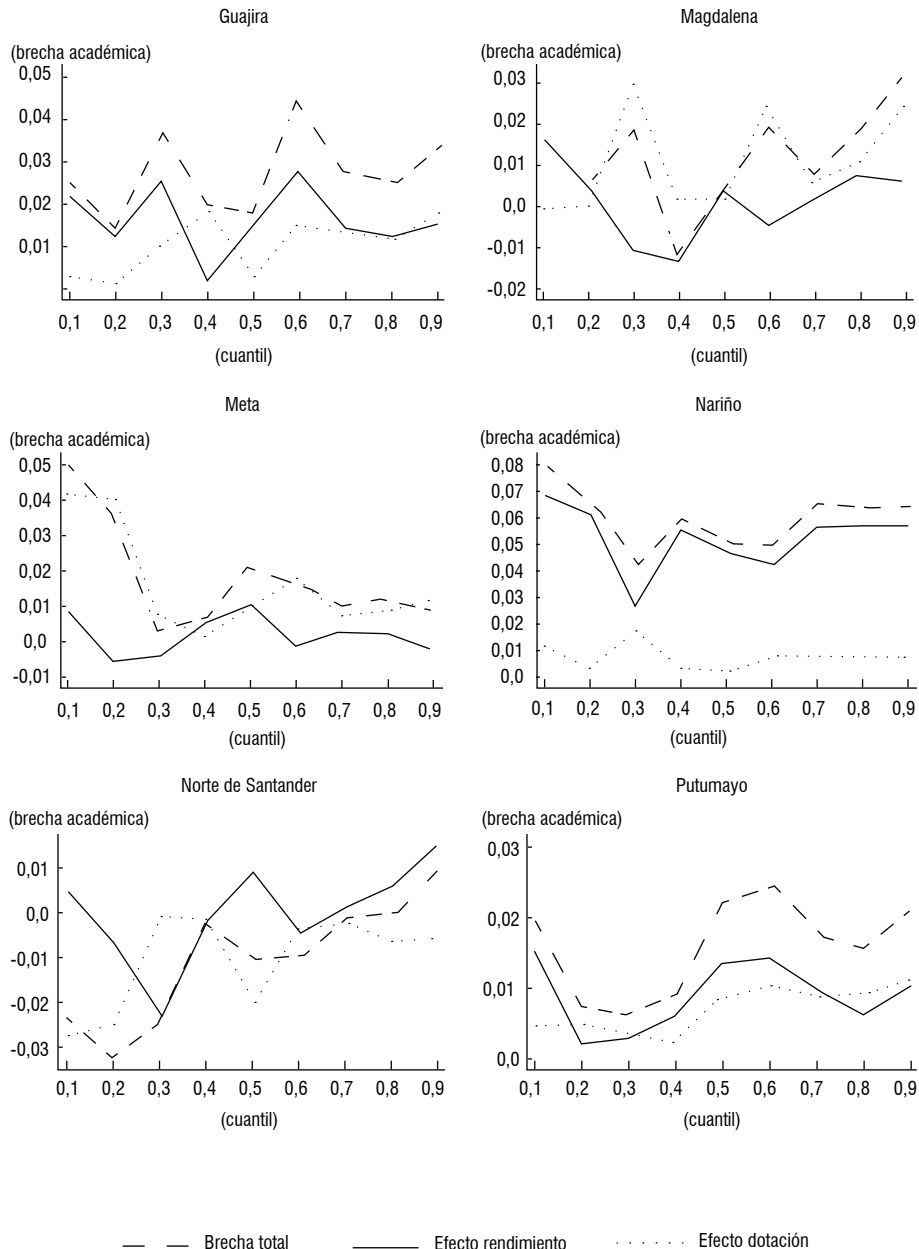


GRÁFICO A3. DESCOMPOSICIÓN DE LA BRECHA ACADÉMICA, SEGÚN DEPARTAMENTO (ÁREA DE LENGUAJE, PRUEBA SABER 11) (CONTINUACIÓN)

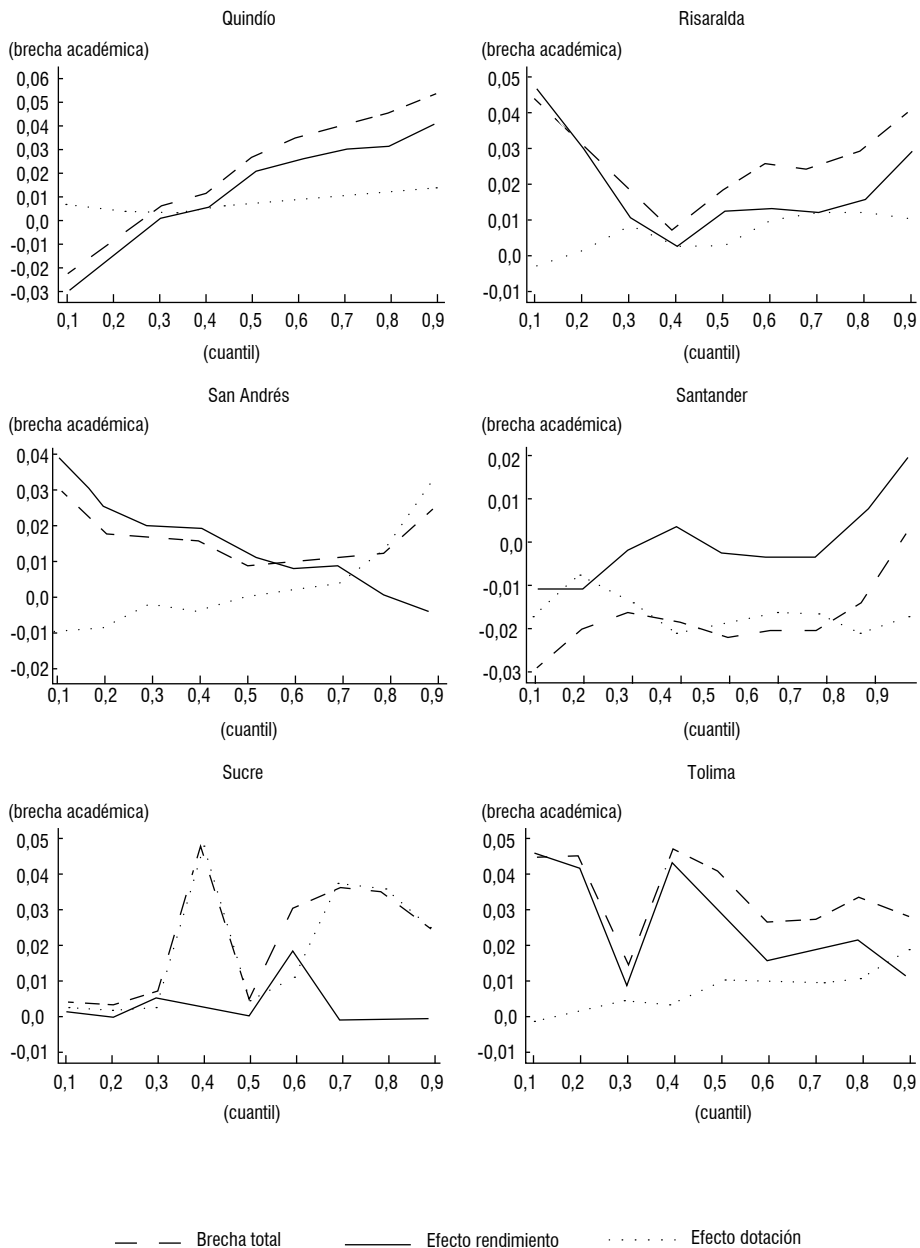
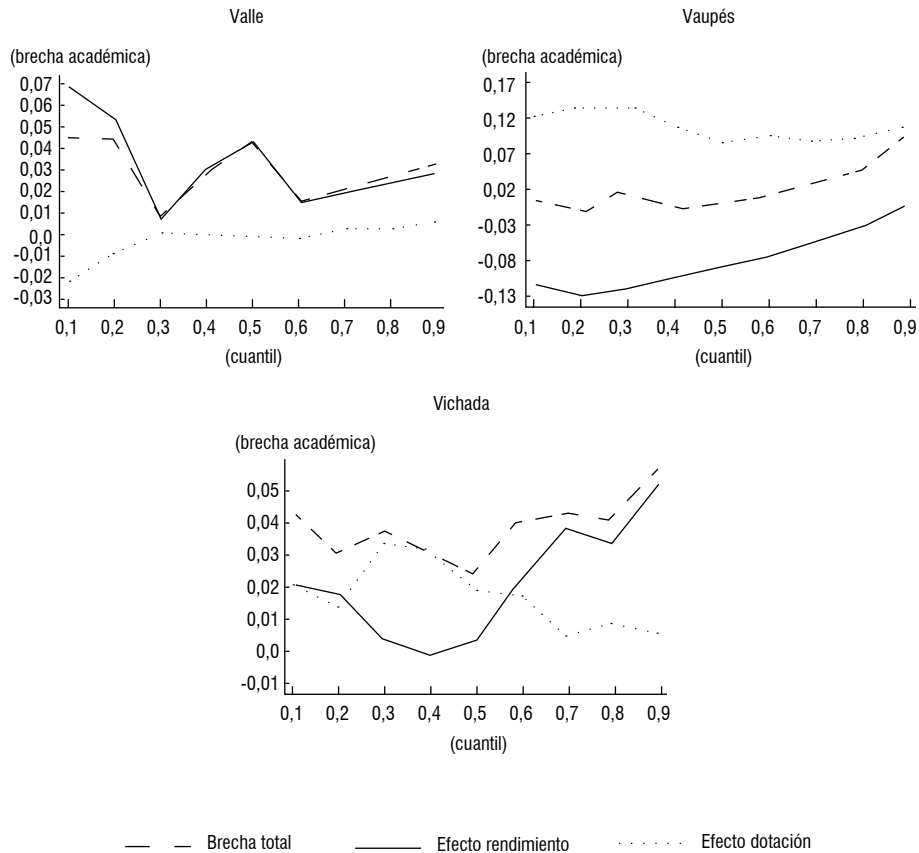


GRÁFICO A3. DESCOMPOSICIÓN DE LA BRECHA ACADÉMICA, SEGÚN DEPARTAMENTO (ÁREA DE LENGUAJE, PRUEBA SABER 11) (CONTINUACIÓN)



Nota: los intervalos de confianza de estas estimaciones están disponibles y pueden ser solicitados al autor.
 Fuente: DANE; elaboración del autor.

BILINGÜISMO EN COLOMBIA

Andrés Sánchez Jabba

Profesional especializado del Centro de Estudios Económicos Regionales del Banco de la República, sucursal Cartagena. El autor agradece los aportes y comentarios de Adolfo Meisel Roca, Jaime Bonet, Luis Armando Galvis, Karelys Guzmán y Andrea Otero. Álvaro Flórez y Lina Moyano realizaron un excelente trabajo como asistentes de investigación. Las opiniones y posibles errores son de responsabilidad exclusiva del autor y no comprometen al Banco de la República ni a su Junta Directiva.

El capital humano es uno de los ejes fundamentales del desarrollo de una sociedad. Sus efectos positivos se pueden apreciar en la reducción de la pobreza (Banerjee y Duflo, 2011), el aumento de los salarios (Mincer, 1974), la movilidad social (Bonilla, 2010; Angulo *et al.*, 2012), y mayores tasas de crecimiento económico (Barro, 1991; Mankiw, Romer y Weil, 1992). Inicialmente, el capital humano se relacionó con la educación y la salud (Schultz, 1962); sin embargo, en la actualidad diversos estudios han reconocido la importancia de las habilidades lingüísticas como uno de sus factores determinantes (Carliner, 1981; Chiswick, 2008; McManus, Gould y Welch, 1983; Tainer, 1988).

Una de las expresiones más importantes de capital humano es el bilingüismo, razón por la cual cada vez adquiere una mayor importancia el dominio de una lengua extranjera¹. Existen diversos estudios que demuestran el efecto de la consolidación de un idioma y el dominio de una lengua extranjera sobre el crecimiento económico. Helliwell (1999) muestra que la hegemonía de un idioma, en detrimento del resto de lenguas que no son ampliamente usadas (*language shift*)², tiene un efecto positivo sobre los flujos comerciales. En el mismo sentido, Alesina y La Ferrara (2005) advierten que la diversidad lingüística en un país se encuentra relacionada de manera negativa con el crecimiento económico. En el ámbito microeconómico Chiswick (2008), Tainer (1988) y McManus, Gould y Welch, (1983) muestran que, entre los migrantes, aquellos que dominan el idioma del país de destino obtienen mayores salarios, situación que es particularmente robusta entre los hispanos en los Estados Unidos.

Crystal (1997) estimó que cerca de un tercio de la población mundial está expuesta al inglés bajo diversas circunstancias, ya sean culturales, académicas o laborales. Esto no es una sorpresa, pues esta lengua se consolidó como un idioma global: una *lingua franca* que facilita la comunicación entre personas que

¹ El Ministerio de Educación Nacional (MEN) (2006) define una lengua extranjera como aquella que no se habla en el ambiente inmediato y local, pues las condiciones sociales cotidianas no requieren de su uso permanente para la comunicación.

² Sobre este aspecto Clingsmith (2006) muestra que en India la apropiación de una lengua extranjera es un fenómeno endógeno, el cual se encuentra determinado por dinámicas económicas. Concretamente, encuentra que un mayor grado de urbanización se encuentra correlacionado de manera positiva con un mayor nivel de bilingüismo por parte de la población, factor que, a su vez, propicia el declive de lenguas menores.

tienen distintas lenguas³. Precisamente, Ku y Zussman (2010) muestran que el manejo de una *lingua franca* reduce barreras comerciales asociadas con la dificultad de comunicarse en lenguas maternas diferentes⁴. De hecho, el número de personas que aprenden este idioma ha venido creciendo de manera exponencial a lo largo de las últimas décadas. Graddol (2006) establece que entre la década de los setenta y la anterior, quienes aprendieron inglés pasaron de menos de 300 millones a cerca de 1.200 millones, y se espera que hacia finales de esta década lleguen a los 2.000 millones.

La hegemonía del inglés es evidente desde varios puntos de vista. Graddol (2006) resalta su importancia en el contexto educativo, señalando que el 53% de los estudiantes internacionales recibe clases en este idioma, sumado al hecho de que la mayoría de las mejores universidades del mundo se encuentran en países donde este es el idioma oficial. Sin embargo, su importancia va más allá: es una de las lenguas oficiales de las Naciones Unidas, la Aviación Civil Internacional y el Fondo Monetario Internacional. De hecho, el 85% de las instituciones internacionales lo reconocen como uno de sus idiomas oficiales de trabajo (Crystal, 1997).

En Colombia la importancia del inglés se puede reflejar en la suscripción de un creciente número de acuerdos multilaterales, incluso con países cuyos idiomas oficiales son distintos al inglés. En el plano comercial, por ejemplo, se tienen acuerdos vigentes, suscritos o negociaciones en curso con una buena cantidad de países o zonas económicas, tales como los Estados Unidos, la Unión Europea, la European Free Trade Association (EFTA: Suiza, Islandia, Noruega y Liechtenstein), Turquía, Japón, Israel, Corea y Canadá, entre otros. Estos acuerdos se suscriben con países cuya lengua materna no es el español, lo que indica que cada vez adquiere mayor importancia el dominio de una lengua extranjera, en particular, una *lingua franca* como el inglés.

Para favorecer el fortalecimiento de una lengua extranjera, el MEN estableció el Programa Nacional de Bilingüismo (PNB) en 2004, cuyo principal objetivo es fomentar el aprendizaje del inglés, así como mejorar la calidad de su enseñanza. En esencia, se trata de una política de Estado dirigida a fortalecer el bilingüismo. Sin embargo, como veremos, a pesar de la existencia de este programa, son enormes los retos que tiene el sector educativo para alcanzar los niveles de bilingüismo (español-inglés) trazados, en particular en lo que concierne a la oferta de docentes de inglés calificados.

El objetivo de este capítulo consiste en examinar el nivel de inglés de los estudiantes y docentes colombianos, observando su desempeño en pruebas

³ Ku y Zussman (2010) establecen que una *lingua franca* es un idioma común usado entre personas cuyos idiomas maternos son diferentes.

⁴ Este tipo de costos comerciales han sido documentados en diversos estudios, entre los cuales se destacan recientemente Méltitz (2008) y Guiso, Sapienza y Zingales (2009).

estandarizadas que miden algunas de las competencias básicas en el manejo del idioma. Los resultados se analizan con el marco evaluativo adoptado por el MEN, lo que permite no solo presentar un panorama asociado con la situación del inglés en Colombia, sino evaluar la factibilidad de las metas propuestas por el gobierno nacional. Vale la pena aclarar que se concentra en el sector educativo, por ser el que abarca la política de Estado relacionada con el fortalecimiento de una lengua extranjera, y se enfoca en el bilingüismo español-inglés, pues es el predominante en Colombia (Mejía, 2006).

1. REVISIÓN DE LA LITERATURA

Con el PNB el tema del bilingüismo se convirtió en una política de Estado, razón por la cual adquirió una mayor visibilidad y, por ende, generó un mayor interés entre la comunidad académica. La mayoría de los estudios se han concentrado en el componente lingüístico, es decir, en los programas y las políticas educativas, además de metodologías pedagógicas, que facilitan y promueven el aprendizaje del inglés. En este sentido, vale la pena resaltar los estudios compilados por Mejía, López-Mendoza y Peña (2011), los cuales contienen algunos de los principales aportes a la literatura nacional.

En lo concerniente al dominio de esta lengua extranjera en el ámbito nacional, los estudios son limitados. Uno de los primeros en proporcionar un panorama de la situación del bilingüismo en Colombia es el de Vélez-Rendón (2003), donde se concluyó que el inglés tiene un papel cada vez más importante dentro de la sociedad colombiana, debido a su creciente uso en el contexto académico y laboral. No obstante, tal como lo advierten Alonso, Gallo y Torres (2012), quienes se enfocan en la política bilingüe del Valle del Cauca, dicho estudio no proporciona información acerca del número de personas en el país que poseen competencias lingüísticas en esta lengua extranjera. Precisamente, esta es la principal contribución de Sánchez-Jabba (2012), quien, aunque no cuantificó el número de personas que dominan el inglés en Colombia, sí calculó la proporción de bachilleres bilingües. El estudio concluyó que, en términos generales, el nivel de inglés en Colombia es relativamente bajo y que la proporción de los estudiantes que pueden catalogarse como bilingües es de aproximadamente el 1%. Esto indica que los avances en materia de bilingüismo en Colombia han sido discretos, ya que hacia mediados de la década pasada la proporción de personas con un nivel de dominio lo suficientemente alto para comprender y expresarse en inglés fue menor al 1% (MEN, 2006).

Sin embargo, más allá de lo anterior, aún queda un amplio margen para analizar el dominio del inglés por parte de otros segmentos pertenecientes al sector educativo. El estudio de Sánchez-Jabba (2012) se concentra en la educación media, dejando de lado a los estudiantes de la educación superior, y los docentes de

inglés, quienes tienen una influencia significativa sobre el rendimiento académico de los estudiantes (Bonilla y Galvis, 2014; Rockoff, 2004). Precisamente, esta es la principal contribución del presente estudio, ya que se muestran resultados para un segmento con mayor representatividad dentro de la población colombiana, el cual no ha sido analizado en detalle por la literatura asociada con el tema.

2. MEDICIÓN DE LAS COMPETENCIAS LINGÜÍSTICAS

Como indicador del dominio del inglés por parte de los estudiantes colombianos se utilizarán dos pruebas que miden las competencias académicas de los estudiantes próximos a culminar sus estudios de educación media y superior. Estas son las pruebas Saber 11 y Saber Pro, las cuales son administradas por el Instituto Colombiano para la Evaluación de la Educación (Icfes) y sirven para evaluar la calidad educativa.

La prueba Saber 11 corresponde al examen de Estado de la educación media. Es tomada por los estudiantes próximos a culminar sus estudios en dicho nivel y está diseñada para medir su conocimiento en áreas fundamentales para cualquier bachiller: matemáticas, lenguaje, química, física, biología, ciencias sociales, filosofía e inglés, las cuales componen el núcleo común de la prueba. La otra sección contiene un componente flexible, en el cual los estudiantes tienen la libertad para escoger temas particulares para desarrollar. Por su parte, la prueba Saber Pro corresponde al examen de Estado de la educación superior. La toman los estudiantes próximos a culminar sus estudios en dicho nivel y su objetivo consiste en la medición de varias competencias genéricas que debe tener cualquier profesional: lectura crítica, razonamiento cuantitativo, escritura, competencias ciudadanas e inglés. En términos generales, los resultados representan un buen indicador del rendimiento en cada una de las áreas evaluadas. En particular, la prueba de inglés refleja las competencias en el uso de la lengua extranjera, midiendo la capacidad para comunicarse efectivamente en inglés (Icfes, 2006).

Aunque las pruebas Saber 11 y Saber Pro se encuentran estructuradas de manera distinta, el hecho de que ambas evalúen el dominio sobre el inglés permite mantener un marco comparativo entre los bachilleres y los estudiantes de educación superior. Más aún, en las dos pruebas esta evaluación se hace con los mismos términos y parámetros que corresponden a los del Marco Común Europeo de Referencia para Lenguas (MCERL). Dicho marco consiste en una serie de estándares en los cuales se describen los logros de estudiantes de lenguas extranjeras, cuyo objetivo es el de generar un método de enseñanza, aprendizaje y evaluación, que aplique para todos los idiomas y permita la comparación entre países. El MEN adoptó el MCERL para favorecer la operatividad del PNB. Así, desde 2007 se evalúa el desempeño cualitativo de los estudiantes en la prueba de inglés, tanto en Saber 11 como en Saber Pro, según los estándares del MCERL.

Sin embargo, en Colombia se adoptó una versión específica del marco, la cual se relaciona con la terminología tradicionalmente empleada por los docentes para evaluar el desempeño de los estudiantes (Cuadro 1).

CUADRO 1. ESTÁNDARES Y TERMINOLOGÍAS EMPLEADAS EN COLOMBIA PARA MEDIR EL NIVEL DE INGLÉS

MARCO COMÚN EUROPEO DE REFERENCIA	TERMINOLOGÍA EMPLEADA EN COLOMBIA
A1	Principiante
A2	Básico
B1	Preintermedio
B2	Intermedio
C1	Preavanzado
C2	Avanzado

Fuente: Ministerio de Educación Nacional (2006).

El Cuadro 2 explica las competencias lingüísticas esperadas en cada una de las categorías de desempeño cualitativo empleadas por el MEN. En las categorías A1 y A2 se encuentran usuarios básicos, quienes principalmente pueden comunicarse en circunstancias cotidianas y sencillas. Por su parte, en las categorías B1 y B+ se encuentran usuarios independientes, quienes son capaces de comunicarse y expresarse en circunstancias más abstractas y complejas. Como se aprecia, en dicho cuadro no se presentan las categorías B2, C1 o C2, lo que se debe a que solo una proporción bastante reducida de los estudiantes colombianos alcanza estos niveles, razón por la cual es más práctico incluir la categoría B+, que precisamente agrupa a los pocos estudiantes que logran tener un dominio relativamente alto de la lengua extranjera. La categoría A- agrupa a los estudiantes cuyo nivel de inglés no es suficiente para alcanzar los estándares de un usuario básico, y donde se ubica la mayoría de los evaluados.

El gobierno nacional ha tomado iniciativas dedicadas a fomentar el aprendizaje del inglés y a mejorar la calidad en su enseñanza, siendo el PNB la principal bandera. De acuerdo con Fandiño-Parra *et al.* (2012), el PNB fue establecido en 2004 por el MEN, no solo como un instrumento que busca contribuir a mejorar la calidad educativa, sino como una estrategia para promocionar la competitividad (MEN, 2006). Según los autores, la implementación del PNB está basada en el hecho de que el dominio de una lengua extranjera se considera un factor fundamental para cualquier sociedad interesada en hacer parte de dinámicas globales de tipo económico, académico, tecnológico y cultural, sumado a que el mejorar de las competencias comunicativas en inglés lleva a más oportunidades para sus ciudadanos, el reconocimiento de otras culturas y el crecimiento individual y colectivo.

CUADRO 2. COMPETENCIAS ESPERABLES DE LOS ESTUDIANTES SEGÚN NIVEL DE INGLÉS

Nivel inferior	A-	No alcanza el nivel A1.
	A1	Es capaz de comprender y utilizar expresiones cotidianas de uso muy frecuente, así como frases sencillas destinadas a satisfacer necesidades de tipo inmediato. Puede presentarse a sí mismo y a otros, pedir y dar información personal básica sobre su domicilio, sus pertenencias y las personas que conoce. Puede relacionarse de forma elemental, siempre que su interlocutor hable despacio y con claridad y esté dispuesto a cooperar.
Usuario básico	A2	Es capaz de comprender frases y expresiones de uso frecuente relacionadas con áreas de experiencia que le son especialmente relevantes (información básica sobre sí mismo y su familia, compras, lugares de interés, ocupaciones, etc.). Sabe comunicarse a la hora de llevar a cabo tareas simples y cotidianas que no requieran más que intercambios sencillos y directos de información sobre cuestiones que le son conocidas o habituales. Sabe describir en términos sencillos aspectos de su pasado y su entorno, así como cuestiones relacionadas con sus necesidades inmediatas.
	B1	Es capaz de comprender los puntos principales de textos claros y en lengua estándar si tratan sobre cuestiones que le son conocidas, ya sea en situaciones de trabajo, de estudio o de ocio. Sabe desenvolverse en la mayor parte de las situaciones que pueden surgir durante un viaje por zonas donde se utiliza la lengua. Es capaz de producir textos sencillos y coherentes sobre temas que le son familiares o en los que tiene un interés personal. Puede describir experiencias, acontecimientos, deseos y aspiraciones, así como justificar brevemente sus opiniones o explicar sus planes.
Usuario independiente	B+	Supera el nivel B1.

Fuente: Ministerio de Educación Nacional.

Uno de los principales aportes del PNB consiste en que ha permitido diagnosticar plenamente las competencias lingüísticas de estudiantes y docentes. Esto se debe a que su implementación implicó adoptar el MCERL, factor que permitió, además de establecer estándares internacionalmente comparables, un seguimiento a los procesos de enseñanza del idioma, evaluando de manera sistemática el desempeño en el área de inglés.

Precisamente, estos estándares han permitido fijar metas específicas asociadas con el nivel de inglés esperado en cada uno de los segmentos del sector educativo. De acuerdo con el MEN (2006), los bachilleres próximos a culminar sus estudios deben alcanzar la categoría B1 hacia 2019; los estudiantes de la educación superior, el nivel B2, el cual es el mismo que deberán tener todos los docentes de inglés; y los estudiantes próximos a graduarse de licenciaturas en idiomas, el C1 (Cuadro 3).

CUADRO 3. METAS DEL SECTOR EDUCATIVO HACIA 2019 EN LO REFERENTE A BILINGÜISMO ESPAÑOL-INGLÉS

SECTOR EDUCATIVO	NIVEL ESPERADO
Egresados educación media	B1
Egresados educación superior	B2
Docentes de inglés	B2
Egresados licenciatura en idiomas	C1

Fuente: Ministerio de Educación Nacional.

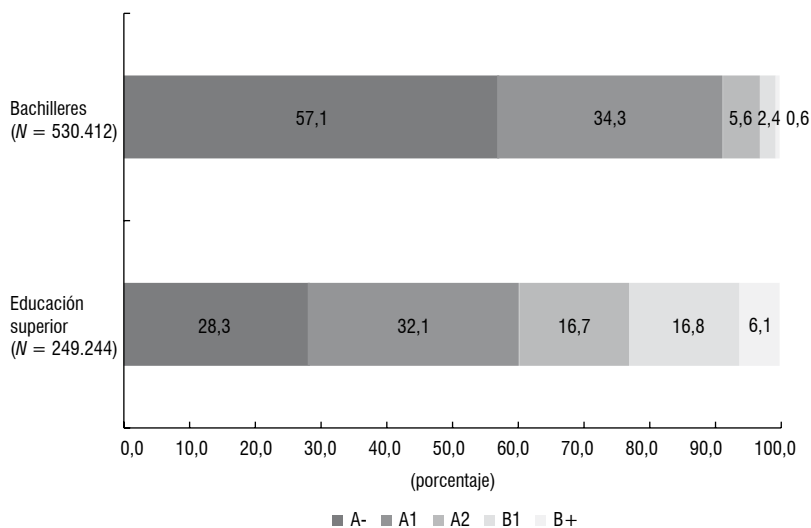
3. NIVEL DE INGLÉS DE LOS ESTUDIANTES COLOMBIANOS

El Gráfico 1 muestra el desempeño de los estudiantes colombianos en el área de inglés de las pruebas Saber 11 y Saber Pro. Lo primero que se puede observar es que, en términos generales, el conocimiento de esta lengua es relativamente bajo, sobre todo entre los estudiantes de la educación media, pues el 90% de los bachilleres alcanzó como máximo la categoría A1; en la educación superior dicha proporción fue del 60%. Estos resultados son preocupantes, ya que reflejan la magnitud de los retos en materia de bilingüismo en Colombia, ya que solo el 2% de los bachilleres alcanzó el nivel B1 y en la educación superior el 6,5% alcanzó el nivel B+.

Más allá de lo anterior, la evolución reciente del desempeño de los estudiantes en las pruebas de inglés evidencia la poca factibilidad de las metas propuestas por el MEN en el tema del bilingüismo. Esto se puede apreciar en el Gráfico 2: entre 2007 y 2011 la porción de estudiantes en las categorías asociadas con las de un usuario básico permanecieron estancadas en proporciones altas, sin que se presentaran incrementos significativos en categorías relacionadas con un mayor dominio del idioma. En ese sentido, valdría la pena replantear las metas propuestas por el MEN a 2019, ajustándolas al nivel actual de los estudiantes colombianos y a las tendencias de los últimos años.

En cuanto a los estudiantes de la educación superior, el análisis basado en el carácter académico de la institución revela amplias disparidades en el dominio del inglés. En efecto, la mayor proporción de estudiantes en las categorías B1 y B+ la proveen las instituciones educativas superiores de mayor rigurosidad académica (Gráfico 3). Concretamente, aquellos estudiantes que pertenecen a instituciones distintas a las universitarias, y que representan cerca del 50% del total, muestran un peor desempeño en la prueba de inglés, el cual se asemeja más al rendimiento de los bachilleres. Por ejemplo, mientras que en las universidades el 22% de los estudiantes alcanzó la categoría B1, el 15% en técnica profesional alcanzó este mismo nivel; en las instituciones universitarias, el 12%, y en instituciones tecnológicas, el 8%.

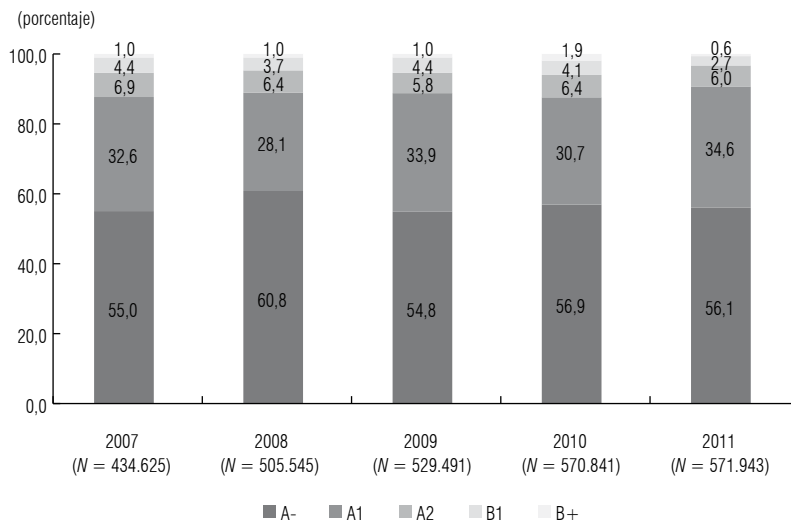
GRÁFICO 1. DESEMPEÑO EN LA PRUEBA DE INGLÉS, 2011 (PORCENTAJE)



Nota: en la prueba Saber 11 solo se tiene en cuenta a los estudiantes que presentan el examen de Estado de la educación media por primera vez.
Fuente: Icfes; cálculos del autor.

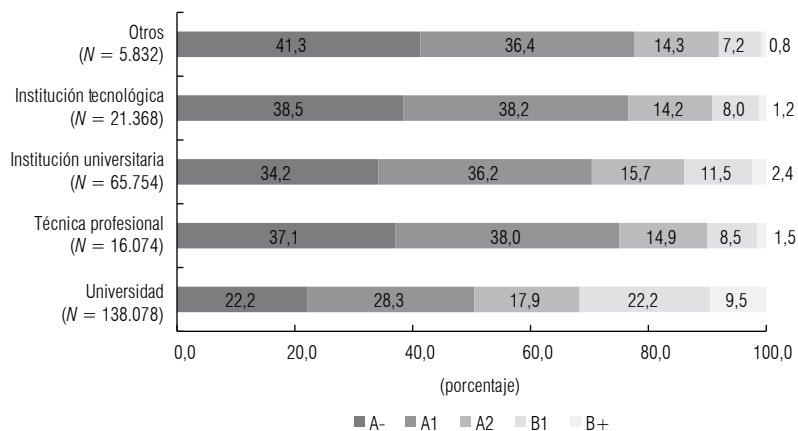
Entre los factores que explican el mejor desempeño de los universitarios en el módulo de inglés se encuentra el hecho de que, para graduarse, generalmente deben cumplir con requisitos específicos relacionados con el dominio de una lengua extranjera, incluyendo su acreditación con exámenes internacionales que miden las distintas competencias en el manejo del idioma. Entre las pruebas más empleadas se encuentran el Test Of English as a Foreign Language (Toefl) o el International English Language Testing System (Ielts), además de exámenes propios de cada institución. Además, las universidades son conscientes de las deficiencias que se presentan en el nivel de inglés de los bachilleres colombianos, por lo que, generalmente exigen a los universitarios presentar exámenes donde se diagnostica el conocimiento del inglés, de manera que aquellos que no obtienen un nivel comparativamente alto, deben cursar módulos dedicados a aprender el idioma. Otro aspecto que vale la pena resaltar subyace en que una buena parte del material bibliográfico universitario se encuentra en inglés, por lo que los alumnos constantemente se ven obligados a desarrollar una de las competencias del idioma (la lectura).

GRÁFICO 2. EVOLUCIÓN DEL DESEMPEÑO DE LOS BACHILLERES EN LA PRUEBA DE INGLÉS, SABER 11 (2007-2011)



Nota: no se excluyó a los repitentes debido a que la variable que permite identificarlos solo se encuentra disponible a partir del segundo semestre de 2008.
Fuente: Icfes; cálculos del autor.

GRÁFICO 3. DESEMPEÑO EN LA PRUEBA DE INGLÉS SEGÚN CARÁCTER ACADÉMICO DE LA INSTITUCIÓN DE EDUCACIÓN SUPERIOR, 2011 (PORCENTAJE)

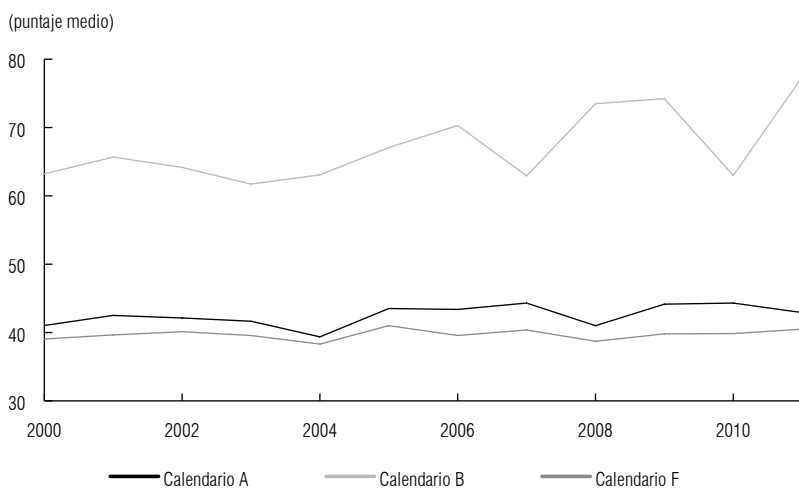


Nota: "otros" incluyen a: académico, normalista y escuela tecnológica.
Fuente: Icfes; cálculos del autor.

3.1 DESIGUALDADES EN EL NIVEL DE INGLÉS

De acuerdo con los resultados de Sánchez-Jabba (2012), entre los bachilleres colombianos existen dos tipos fundamentales de disparidades en cuanto al manejo del inglés. La primera radica en el calendario académico, donde sistemáticamente los estudiantes de calendario B obtienen puntajes que son superiores frente a aquellos de calendario A y F (Gráfico 4)⁵.

GRÁFICO 4. PUNTAJE MEDIO SEGÚN CALENDARIO ACADÉMICO (ÁREA DE IDIOMAS, PRUEBA SABER-11)



Fuente: Icfes; cálculos del autor.

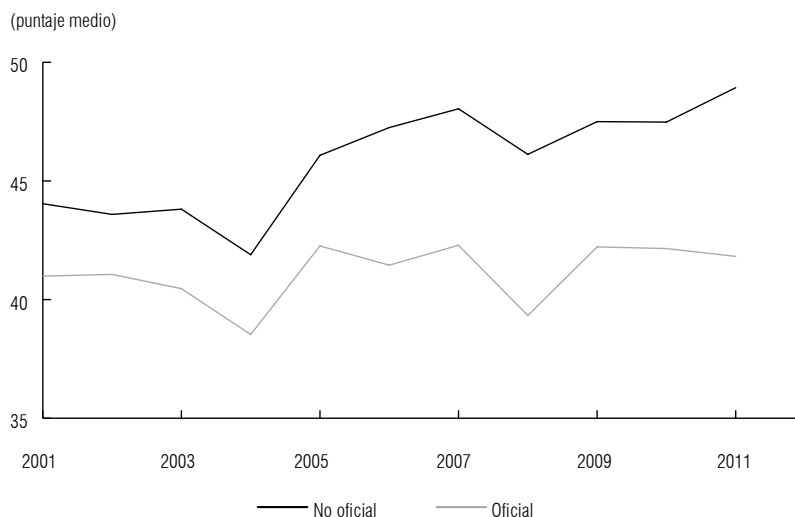
Al analizar el puntaje cualitativo de los estudiantes de calendario B, se evidencia su superioridad en cuanto al nivel de inglés. Por ejemplo, Sánchez-Jabba (2012) muestra que en 2009 el 39% de los estudiantes de calendario B alcanzó la categoría B1, mientras que el 42% alcanzó B+⁶. En el resto de los bachilleres, dichas proporciones fueron inferiores al 5% y el 2%, respectivamente. Esta brecha es atribuible al hecho de que en el calendario B se encuentran principalmente los estudiantes de colegios bilingües.

⁵ En Colombia hay tres tipos de calendario académico: en el calendario A se encuentran estudiantes de colegios cuyo año escolar va de enero a noviembre; en el calendario B el año escolar es de agosto a junio del año siguiente. El calendario académico flexible se caracteriza por no requerir de fechas exactas para el trabajo institucional educativo, siempre que se cumpla con un mínimo de semanas de trabajo exigidas por el MEN.

⁶ El estudio excluyó a los estudiantes de los departamentos de Cauca, Valle y Nariño, ya que a lo largo de la década anterior la mayoría fueron de calendario B, lo que dificulta identificar los bilingües.

Otro tipo de disparidad se basa en la naturaleza de las instituciones educativas. Como se puede observar en el Gráfico 5, consistentemente los bachilleres de colegios no oficiales obtienen puntajes que se encuentran por encima de aquellos de los estudiantes de colegios oficiales. Esta brecha es estadísticamente significativa a cualquier nivel de significancia y se relaciona con la diferencia en la calidad educativa entre estos tipos de colegios, ya que en Colombia por lo general los colegios privados ofrecen una educación de mejor calidad (Núñez *et al.*, 2002).

GRÁFICO 5. PUNTAJE MEDIO SEGÚN NATURALEZA DEL COLEGIO (ÁREA DE IDIOMAS, PRUEBA SABER 11)



Fuente: Icfes; cálculos del autor.

3.2 EVOLUCIÓN DEL NIVEL DE INGLÉS DE LOS ESTUDIANTES

Un ejercicio interesante consiste en analizar la evolución del desempeño de los estudiantes que culminaron sus estudios de educación media y prosiguieron hacia la educación superior. Para este propósito se tomaron los puntajes de los estudiantes que presentaron la prueba Saber Pro en 2011 y se comparó su desempeño con respecto a la prueba Saber 11, lo que permite mirar la evolución de las disparidades en el nivel de inglés. Los resultados muestran que, a pesar de que dichas disparidades son amplias, estas tienden a reducirse entre los estudiantes que prosiguen hacia los estudios de educación superior. Por ejemplo, en la prueba Saber 11 los estudiantes de calendario B obtuvieron puntajes que estuvieron 1,8

desviaciones estándar por encima del promedio de la cohorte⁷ y los estudiantes de calendario A estuvieron 0,06 desviaciones estándar por debajo del promedio. En esta misma cohorte, los universitarios provenientes de colegios calendario B obtuvieron puntajes que estuvieron 0,92 desviaciones por encima del promedio, mientras que los de calendario A puntajes con 0,03 desviaciones por debajo del promedio (Cuadro 4). Estos resultados indican que en la educación superior se reducen las disparidades en el nivel de inglés, pues la distancia del puntaje medio de los estudiantes de calendario B con respecto al promedio de la cohorte se redujo a la mitad.

CUADRO 4. EVOLUCIÓN DEL DESEMPEÑO DE LOS ESTUDIANTES COLOMBIANOS EN LA PRUEBA DE INGLÉS SEGÚN CALENDARIO ACADÉMICO

		OBSERVACIONES	PUNTAJE MEDIO	DESVIACIONES ESTÁNDAR
Saber 11	Calendario A	30.364	49,82	(11,17)
	Calendario B	1.071	71,28	(10,25)
	Combinado	31.435	50,55	(11,79)
Saber Pro	Calendario A	30.350	10,32	(1,23)
	Calendario B	1.070	11,53	(1,81)
	Combinado	31.420	10,36	(1,27)

Nota: se excluye a los estudiantes de calendario flexible.
Fuente: Icfes; cálculos del autor.

En cuanto a las disparidades asociadas con la naturaleza del colegio, se presenta un resultado similar. Como se puede observar en el Cuadro 5 en la educación superior la brecha entre los estudiantes que provienen de colegios oficiales y no oficiales se reduce de manera significativa. En el colegio los estudiantes de instituciones educativas no oficiales obtuvieron en promedio puntajes que estuvieron 0,43 desviaciones estándar por encima del promedio de la cohorte, mientras que los de colegios oficiales obtuvieron puntajes que estuvieron 0,38 desviaciones por debajo. Sin embargo, al finalizar los estudios de educación superior, las distancias con respecto a la media fueron de 0,26 desviaciones por encima para los universitarios graduados de colegios no oficiales y 0,24 desviaciones por debajo para los que provinieron de colegios oficiales.

⁷ La cohorte se refiere al conjunto de estudiantes que tomó la prueba Saber Pro en 2011, y a quienes se les hace el seguimiento del puntaje obtenido en la prueba Saber 11, lo que asegura que los resultados sean comparables entre los grupos.

CUADRO 5. EVOLUCIÓN DEL DESEMPEÑO DE LOS ESTUDIANTES COLOMBIANOS EN LA PRUEBA DE INGLÉS SEGÚN NATURALEZA DEL COLEGIO

		OBSERVACIONES	PUNTAJE MEDIO	DESVIACIONES ESTÁNDAR
Saber 11	No oficial	16.969	55,18	(12,76)
	Oficial	19.105	45,64	(8,75)
	Combinado	36.074	50,13	(11,82)
Saber Pro	No oficial	16.963	10,67	(1,42)
	Oficial	19.094	10,04	(1,04)
	Combinado	36.057	10,34	(1,27)

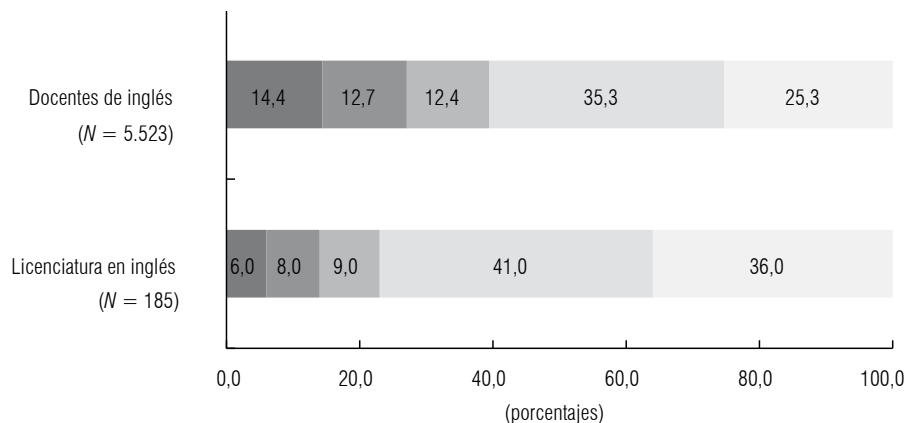
Fuente: Icfes; cálculos del autor.

4. NIVEL DE INGLÉS DE LOS DOCENTES

Hasta el momento no se ha analizado la calidad de los docentes, lo cual tiene un efecto considerable sobre el rendimiento académico de los estudiantes (Bonilla y Galvis, 2014; Rockoff, 2004). Para ello, el Gráfico 6 presenta los resultados asociados con el diagnóstico realizado a los docentes de inglés en servicio del sector público, donde se puede apreciar que el 25% alcanzó el nivel B+ y el 35% el nivel B1. No obstante, resulta preocupante que el 12,4% alcance el nivel A2; el 12,7%, el nivel A1, y el 14,4%, el nivel A-, puesto que los objetivos del MEN contemplan que hacia 2019 todos los docentes de inglés del país alcancen el nivel B2.

El anterior resultado refleja uno de los problemas fundamentales de la educación en Colombia: la calidad docente es relativamente mala (Barón y Bonilla, 2011). En ese orden de ideas, se puede decir que los bajos niveles de bilingüismo entre los estudiantes se explican, en gran medida, porque una buena proporción de los docentes de inglés no alcanza, a su vez, un amplio dominio del idioma.

Las deficiencias en el nivel de inglés de los docentes se gestan desde que estos cursan sus estudios de educación superior. Como se puede ver en el Gráfico 6, el 36% de los estudiantes del programa de licenciatura en inglés que tomaron la prueba Saber Pro se encuentra en el nivel B+. No obstante, al tiempo se aprecia que una parte considerable de los egresados se ubica en categorías asociadas con un bajo nivel de inglés. El 6% se ubica en la categoría A-; el 8% en A1; el 9% en A2; y el 41% en B1. Aquí vale la pena resaltar que el MEN espera que los estudiantes de la licenciatura alcancen el nivel C1 hacia 2019. No obstante, mirando las tendencias actuales se puede decir que los retos son enormes, pues en la actualidad tan solo el 36% sobrepasa el nivel B1.

GRÁFICO 6. DESEMPEÑO DE LOS DOCENTES Y LOS ESTUDIANTES DE LICENCIATURA EN INGLÉS

Nota: el desempeño de los docentes corresponde a la prueba de diagnóstico de 2012 de los docentes de inglés en servicio; el de los estudiantes del programa de Licenciatura en Inglés, a los resultados del área de inglés de la prueba Saber Pro de 2011.
Fuentes: Icfés y MEN.

4.1 OFERTA DE DOCENTES DE INGLÉS

En Colombia se presenta una escasez de docentes de inglés calificados, lo cual se puede constatar al analizar el volumen de egresados del programa de licenciatura en inglés, quienes son los que tienen las competencias requeridas para ejercer dicha labor. En 2011 presentaron la prueba Saber Pro 185 estudiantes próximos a graduarse de este programa; en 2010, 54; en 2009, 58. Por otro lado, según la información de la base de datos del MEN, entre 2002 y 2010 se graduaron 127 personas de este programa.

No obstante, la demanda proveniente del sector educativo es significativamente mayor a esta oferta. En 2011 Colombia registró un total de 23.365 colegios y 292 establecimientos de educación superior⁸, lo que implica que en el sector educativo se requieren aproximadamente 47.000 docentes de inglés calificados⁹. De acuerdo con el MEN, en Colombia hay 15.000 docentes de inglés en el sector

⁸ Véase, MEN: http://menweb.mineduacion.gov.co/seguimiento/estadisticas/principal.php?begin=1&seccion=1&id_categoria=2&dpto=&mun=&et=&ins=&sede=

⁹ En este cálculo se asume que los colegios y los establecimientos educativos superiores requieren por lo menos dos docentes de inglés calificados.

educativo¹⁰, lo cual implicaría un déficit aproximado de 32.000 docentes. El déficit cuantitativo en la oferta de docentes se puede corroborar en el hecho de que, de acuerdo con la encuesta C-600 del DANE, el 83% de los colegios no oficiales del país no imparten inglés a sus estudiantes, lo cual es preocupante si se contempla que el 57% de los colegios en Colombia son públicos¹¹.

La razón para este déficit subyace en que no existen incentivos suficientes para que los bachilleres estudien para convertirse en docentes de inglés, sobre todo aquellos que alcanzan un alto dominio del idioma. Por ejemplo, Barón (2010) muestra que en Colombia los individuos de altos estándares académicos no se convierten en docentes debido al beneficio económico comparativamente bajo de esta profesión, lo que la hace poco atractiva y afecta de manera negativa la calidad educativa. Específicamente, calculó que los recién graduados de programas de educación ganan en promedio salarios que son 28% menores a los de los recién egresados en Economía, Administración y Contaduría, y casi 40% menores que los de Ingeniería.

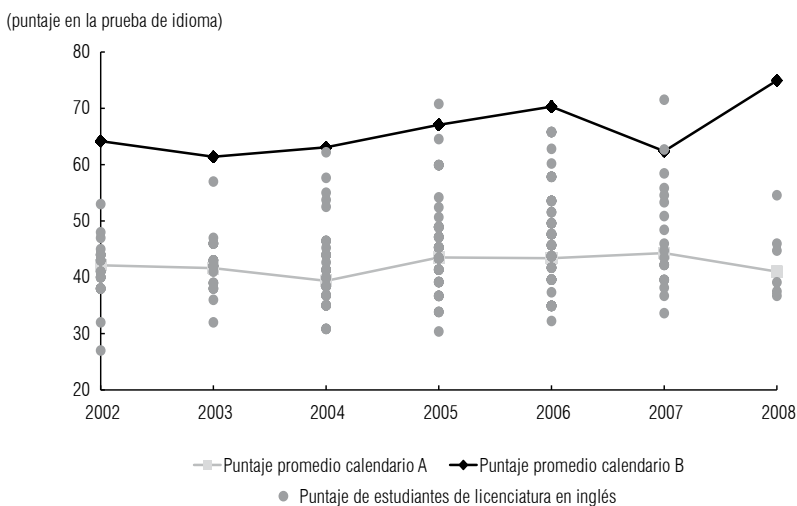
Lo anterior ocasiona que una buena proporción de los que ingresan a la carrera de pedagogía tengan estándares académicos comparativamente bajos. En este aspecto, Barón y Bonilla (2011) encuentran que, entre los graduados de la educación superior, los que estudiaron licenciaturas tuvieron un peor desempeño en la prueba Saber 11, lo cual es afín con los resultados obtenidos por Barrera *et al.* (2012). Esta situación también se presenta entre los estudiantes del programa de licenciatura en inglés. Al analizar sus puntajes en el área de inglés de la prueba Saber 11, se encuentra que no alcanzaron puntajes comparativamente altos. El Gráfico 7 muestra que la cohorte de 2011 obtuvo puntajes en el área de inglés de la prueba Saber 11 que fueron significativamente menores al promedio obtenido por los estudiantes del calendario B. Incluso, algunos tuvieron puntajes menores al promedio del calendario A (los puntajes individuales de los estudiantes del programa de licenciatura corresponden a los grises dispersos cada año), lo que demuestra que no tuvieron un buen desempeño en el área en que con posterioridad cursaron sus estudios superiores. Por tanto, no resulta sorprendente que las proporciones de docentes y estudiantes de licenciatura en inglés que se ubican en los niveles B1 y B+ sean considerablemente menores a aquellas de los estudiantes de calendario B. De esta manera, se observa que los estudiantes que ingresan al programa de licenciatura en inglés no presentan un amplio dominio del idioma

¹⁰ Cifra tomada de la presentación del MEN en el II Encuentro de Instituciones de Educación Superior, disponible en <http://www.colombiaaprende.edu.co/html/productos/1685/w3-article-311746.html>

¹¹ Ministerio de Educación Nacional http://menweb.mineduacion.gov.co/seguimiento/estadisticas/principal.php?seccion=1&id_categoria=2&consulta=ee_sector&nivel=1&dpto=&et=&mun=&ins=&sede=

al momento de iniciar sus estudios, lo que no representa una condición deseable para quienes luego se convierten en docentes de inglés.

GRÁFICO 7. DESEMPEÑO DE LOS ESTUDIANTES DE LICENCIATURA EN INGLÉS EN EL ÁREA DE IDIOMAS DE LA PRUEBA SABER 11 (COHORTE 2011)



Fuente: Icfes; cálculos del autor.

Estos resultados indican que para mejorar el grado de bilingüismo entre los estudiantes colombianos resulta fundamental invertir en mejorar las competencias lingüísticas de los docentes de inglés en servicio. Si la intervención se concentra en aquellos que no han alcanzado las metas propuestas por el MEN para 2019, habría que invertir en el 75% de los docentes de inglés, lo cual equivaldría a 11.250 de ellos. Un programa de un año y medio dedicado al aprendizaje del inglés tiene un costo de \$5.648.000 (pesos de 2013)¹², de tal forma que en total se tendrían que invertir \$63.540 millones (pesos de 2013) para reducir el déficit cualitativo en la oferta de docentes de inglés. Por otro lado, para disminuir el déficit cuantitativo habría que generar incentivos para que esta profesión se vuelva más atractiva entre los bachilleres que continúan hacia sus estudios superiores, en especial entre aquellos que obtienen los mayores puntajes (calendario B). En este aspecto, los estudios más relevantes sobre el tema demuestran que atraer a los mejores profesionales a

¹² Costo calculado en junio de 2013 con base en información recolectada de diversos centros de formación especializados en ofrecer programas dedicados al aprendizaje del inglés.

la docencia contribuye a aumentar la calidad educativa (Clotfelter, Ladd y Vigdor, 2010; Rivkin, Hanushek y Kain, 2005; Rockoff, 2004).

Una forma de lograrlo consiste en mejorar la remuneración docente, la cual es comparativamente baja en Colombia (Barón, 2010). En este tema es importante resaltar que en 2002 se estableció el Nuevo Estatuto Docente, el cual contempla el desempeño y el mérito de los profesores como componentes fundamentales en la carrera pedagógica, concretamente en lo concerniente al ingreso, ascenso y permanencia¹³. De acuerdo con Barrera *et al.* (2012), dicha modificación mejoró las condiciones salariales de los docentes en Colombia; sin embargo, su aplicación no ha sido del todo exitosa, como resultado de su falta de operatividad. Además, si bien es cierto que el salario de enganche de los docentes es competitivo, los incrementos durante la carrera pedagógica son comparativamente menores, de manera que terminan siendo inferiores en la parte alta de la distribución de los salarios.

Tanto en el nuevo como en el viejo estatuto docente la remuneración se basa en la experiencia y el nivel educativo, lo cual incentiva a que los docentes adquieran mayores credenciales (especializaciones, maestrías y doctorados); no obstante, estos no reciben pagos en función de sus logros o resultados, lo que disminuye la motivación y los desincentiva a permanecer en esta labor, de tal forma que aquellos de mejores habilidades se insertan en otras profesiones (Barón y Bonilla, 2011). Barrera *et al.* (2012) argumentan que algunas formas de incentivar el logro de los docentes consisten en esquemas donde el salario se encuentra determinado por el esfuerzo o por el aprendizaje de los estudiantes. Estas políticas se han aplicado con éxito en los Estados Unidos, Israel e India, y han mostrado resultados positivos (Muralidharan y Sundararaman, 2009; Lavy, 2009; Jacob y Lefgren, 2007; Hanushek y Rivkin, 2006; Duflo y Hanna, 2005).

Un esquema como el anterior no solo favorecería la permanencia de los docentes en el magisterio, sino que podría atraer algunos de mejor calidad. No obstante, es importante tener en cuenta que un incremento en la oferta de docentes implicaría un costo mensual promedio de \$1.653.000 (pesos de 2013) para unos 32.000 docentes de inglés que entrarían a formar parte del sector educativo¹⁴, de tal forma que esta inversión sería de \$53.000 millones mensuales (pesos de 2013).

¹³ Para mayor información acerca del Nuevo Estatuto Docente, consúltese el Decreto 1278 de 2002, Barrera *et al.* (2012), y Bonilla y Galvis (2014).

¹⁴ Este costo se calculó ponderando el salario por la participación docente en cada una de las categorías asociadas con el sistema de clasificación docente. El número total de docentes en cada escalafón se obtuvo de la base de datos del formulario C-600 del DANE y la información de los salarios del escalafón, de los decretos 1001 y 1002 de 2013. El escalafón docente clasifica a los profesores de acuerdo con su preparación académica, experiencia y méritos.

5. ¿CÓMO ESTÁ COLOMBIA FRENTE A OTROS PAÍSES?

Hasta el momento se ha expuesto que el nivel de inglés de los estudiantes y docentes colombianos no alcanza los rangos esperados por el MEN y que, en general, los resultados indican que el nivel de bilingüismo puede catalogarse como bajo. No obstante, no se ha comparado a Colombia con otros países de características similares. La idea detrás de este ejercicio subyace en que, aunque internamente los resultados del país no son alentadores, es posible que comparativamente se encuentre en una mejor situación que otros países latinoamericanos.

Los resultados del área de inglés de la prueba Saber 11 no son comparables con sus equivalentes en otros países, pues se trata de pruebas distintas. No obstante, una forma de sobrepasar esta barrera consiste en comparar los puntajes medios obtenidos en el examen Toefl¹⁵. Lo primero que se puede observar al realizar este ejercicio es que Colombia se encuentra en la cola de la distribución, siendo superada por la gran mayoría de los países latinoamericanos (Gráfico 8). Y aunque el examen es tomado por una proporción no representativa de la población¹⁶, lo cierto es que el desempeño comparativo en el segmento poblacional que sí cubre el examen refleja que, en efecto, los colombianos no tienen un buen dominio del inglés.

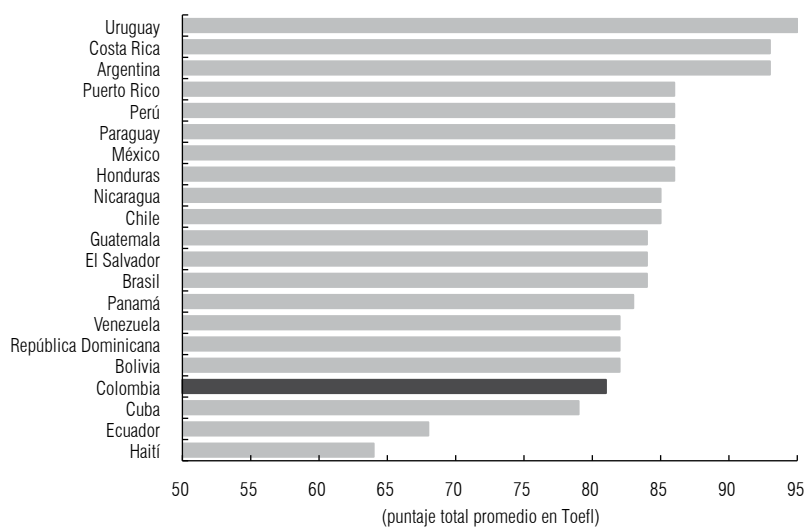
El resultado anterior no es casualidad, ya que se presenta al analizar medidas diseñadas específicamente para comparar el nivel de inglés entre países, como el English Proficiency Index (EPI), y se calcula ponderando los resultados obtenidos por individuos adultos en pruebas que miden las distintas competencias lingüísticas en el idioma. Vale la pena mencionar que su cálculo solo incluye a países en los cuales, como mínimo, 400 personas tomaron las pruebas y por lo menos 100 tomaron cada una de estas. Las pruebas fueron las mismas para todos y las presentaron 1'668.798 personas en 52 países y dos

¹⁵ El Toefl, que se aplica en más de 165 países, es un examen internacional diseñado para medir el dominio del inglés por parte de personas cuyo idioma nativo es distinto a este. Evalúa las principales competencias lingüísticas requeridas para comunicarse efectivamente (*reading, listening, writing, speaking*) con un enfoque estrictamente académico. El puntaje total corresponde a la suma de los puntajes obtenidos en cada una de las competencias evaluadas. En cada área el puntaje mínimo es de 0 y el máximo es de 30. Por tanto, el máximo puntaje total es de 120. La información acerca de los puntajes obtenidos por las personas que presentaron la prueba entre enero de 2012 y diciembre de 2012 se encuentra en http://www.ets.org/s/toefl/pdf/94227_unlweb.pdf

¹⁶ Se trata, principalmente, de jóvenes que buscan cursar estudios en el exterior, por lo cual, al igual que en la prueba Saber Pro, se puede presentar sesgo de selección.

territorios entre 2009 y 2011, lo que permite contar con un marco comparativo estandarizado y representativo¹⁷.

GRÁFICO 8. DESEMPEÑO DE LOS PAÍSES LATINOAMERICANOS EN EL EXAMEN TOEFL (2012)



Fuente: Educational Testing Service (ETS).

La posición de Colombia en el escalafón de 2012 refleja un nivel de inglés particularmente bajo. Los resultados del EPI de 2012 advierten que los países latinoamericanos se encuentran entre los que tienen el peor desempeño en las pruebas de inglés, factor atribuido al uso del español como lengua internacional en esta región y a la baja calidad educativa, sobre todo la pública (EF, 2012). Sin embargo, lo más preocupante subyace en que Colombia es el penúltimo en el escalafón que incluye al grupo de países latinoamericanos (Cuadro 6) y, en la clasificación general, ocupa el puesto 50 entre los 54 países y territorios que componen la muestra. Esto precisamente refleja el hecho de que el nivel de inglés en el país es bajo y que se trata de un resultado robusto, ya que es independiente del indicador que se analice.

Lo anterior refleja la necesidad de fortalecer la política de Estado asociada con el tema de bilingüismo en Colombia. En este ámbito, vale la pena mirar las experiencias que otros países latinoamericanos han tenido. Chile, por ejemplo,

¹⁷ Para obtener mayor información acerca de las pruebas de inglés aplicadas, así como el cálculo del EPI, consúltese www.ef.com/epi

también tiene un programa dedicado a mejorar el dominio del inglés entre los bachilleres, denominado English Opens Doors. En esencia, se trata de un programa con objetivos y líneas de acción similares a las del PNB. Al igual que en Colombia, se adoptó el MCERL para tener un marco que evalúa las competencias lingüísticas. Igualmente, el programa enfatiza en la necesidad de fortalecer las capacidades de los docentes, contemplando su efecto sobre el rendimiento académico de los estudiantes¹⁸.

CUADRO 6. POSICIÓN DE LOS PAÍSES LATINOAMERICANOS EN EL ESCALAFÓN DEL EPI 2012

POSICIÓN	PAÍS	EPI	NIVEL
20	Argentina	55,38	Medio
26	Uruguay	53,42	Bajo
33	Perú	50,55	Bajo
34	Costa Rica	50,15	Bajo
38	México	48,6	Bajo
39	Chile	48,41	Muy bajo
40	Venezuela	47,5	Muy bajo
41	El Salvador	47,31	Muy bajo
43	Ecuador	47,19	Muy bajo
46	Brasil	46,86	Muy bajo
47	Guatemala	46,66	Muy bajo
50	Colombia	45,07	Muy bajo
51	Panamá	44,68	Muy bajo

Fuente: EF English Proficiency Index 2012.

Las iniciativas de este programa incluyen intercambios para los estudiantes próximos a graduarse del programa de licenciatura en inglés, las cuales permiten mejorar las habilidades lingüísticas de los prospectos docentes, y cursos de capacitación para mejorar la enseñanza de esta lengua extranjera por parte de los docentes en servicio. Lo interesante de este programa consiste en que incluye a aquellos del sector rural, donde la calidad educativa tiende a ser menor (Perfetti, 2003). No obstante, las iniciativas van más allá del profesorado, ya que se promueven debates, concursos de deletreo y diálogos entre los estudiantes, tanto del bachillerato como de la primaria. Finalmente, cuentan con el Centro Nacional

¹⁸ Para mayor información acerca de este programa, consúltese <http://www.ingles.mineduc.cl/>

de Voluntarios, programa que otorga a los estudiantes chilenos la oportunidad de interactuar con personas cuyo idioma materno es el inglés.

La implementación del programa de bilingüismo en Chile ha mostrado logros importantes. De acuerdo con su ministerio de educación, 33 estudiantes próximos a convertirse en docentes de inglés cursaron programas de intercambio en el exterior en 2006; en 2007, 97. Igualmente, el tamaño del voluntariado creció de manera exponencial, pasando de 15 en 2004 a 554 en 2008. Por otro lado, el número de docentes de inglés capacitados pasó de 501 a 1.800 entre 2004 y 2008, mientras que el número de estudiantes participantes en los debates en inglés pasó de menos de 500 a cerca de 2.500 en ese mismo período¹⁹.

En Colombia también se han realizado esfuerzos concretos para fortalecer el aprendizaje del inglés, atribuibles al PNB. Uno de estos es el programa *Bunny Bonita*, que consiste en una serie de videos cuyo objetivo es enseñar inglés básico (A1) a niños entre 4 y 8 años de edad. Otro es *English for Colombia* (ECO), programa diseñado principalmente para el sector rural, en el cual se imparten lecciones de inglés mediante el uso de discos compactos (CD). En cuanto a los docentes, cuenta con el programa de Desarrollo Profesional para Docentes (*Teacher Development Program*), así como *Yes! e-English for Teachers*. Finalmente, el Servicio Nacional de Aprendizaje (SENA) ofrece el programa Inglés para Todos, el cual es un curso ofrecido a todos los colombianos; no solo docentes de inglés o estudiantes²⁰.

Al igual que en Chile, el PNB reconoce la capacitación docente como un componente fundamental para alcanzar un mayor nivel entre los estudiantes. De acuerdo con cifras del MEN, hasta 2012 se capacitaron 7.700 docentes de inglés de la educación básica y media, lo que corresponde al 51% de los docentes de inglés en servicio. También se ha trabajado con 142 angloparlantes, equivalentes a los voluntarios en Chile, quienes imparten clases de inglés en algunos colegios oficiales y acompañan a los programas de licenciatura en inglés. Además, el MEN trabaja de manera directa con el 44% de las secretarías de educación del país para socializar los programas mencionados²¹.

Sin embargo, sin desestimar los esfuerzos existentes, es posible que en Colombia se puedan fortalecer los programas de bilingüismo, ya que los resultados aún se encuentran lejos de las metas propuestas. Por ejemplo, los programas de intercambio para los estudiantes de licenciatura en inglés constituyen una buena aproximación para mejorar las habilidades lingüísticas de los futuros docentes,

¹⁹ Estos resultados se encuentran en <http://www.oecd.org/edu/ceeri/41486470.pdf>

²⁰ Para obtener mayor información acerca de los proyectos del PNB, consúltese <http://www.colombiaprende.edu.co/html/productos/1685/article-158720.html>

²¹ Información suministrada durante el II Encuentro de Instituciones de Educación Superior; véase: <http://www.colombiaprende.edu.co/html/productos/1685/w3-article-311746.html>

pues permite tener un mayor contacto con la lengua extranjera. Además, aumenta su motivación, ya que en Colombia el número de hablantes nativos de inglés en las instituciones educativas es escaso. Igualmente, se puede tener en cuenta lo relacionado con los debates, concursos y diálogos en inglés, además del ejemplo que representa el Centro Nacional de Voluntarios de Chile.

6. CONCLUSIONES

Los retos en el tema de bilingüismo en Colombia son enormes: el nivel de inglés de los estudiantes es relativamente bajo; así lo demuestran los resultados asociados con su desempeño en la prueba de inglés de los exámenes de Estado, los cuales son resultados consistentes con los de Sánchez-Jabba (2012) y MEN (2005), donde se estimó que una proporción muy reducida de los estudiantes colombianos pueden ser catalogados como bilingües.

Entre los bachilleres los resultados son particularmente preocupantes, ya que más del 90% no sobrepasa el nivel correspondiente al de un usuario básico (A-, A1 o A2). Por su lado, los estudiantes de la educación superior, en especial los universitarios, presentan un mejor nivel de inglés, aunque aún se encuentran lejos de los rangos esperados por el MEN. En ese sentido, el hecho de que la línea base no muestre un buen desempeño lleva a pensar que las metas propuestas por el MEN para 2019 son ambiciosas, puesto que los objetivos aún no se han cumplido y las tendencias que se observan se caracterizan por mostrar avances poco significativos.

Esta situación no solo compromete a los estudiantes, sino que también se presenta entre los docentes de inglés, pues tan solo el 25% alcanza el nivel esperado en las pruebas. En ese orden de ideas, no son sorprendentes los resultados obtenidos por los estudiantes, ya que la calidad de los docentes tiene una incidencia significativa sobre su rendimiento académico. El déficit cualitativo en la oferta de docentes de inglés se evidencia desde su paso por los estudios superiores y el bachillerato, puesto que los estudiantes del programa de licenciatura en inglés no presentan el desempeño esperado en la prueba Saber Pro, como tampoco antes, cuando se someten a la prueba Saber 11 en su calidad de bachilleres. Además, esta situación muestra que los bachilleres con un nivel de inglés comparativamente alto no ingresan a los programas de licenciatura de inglés. Lo anterior se debe a que esta profesión es poco atractiva desde el punto de vista económico, pues su remuneración es comparativamente baja, lo cual podría explicar el déficit cuantitativo en la oferta de docentes de inglés calificados.

Para suplir el déficit en la oferta se recomienda que las políticas educativas dirigidas a mejorar el nivel de inglés se concentren en los docentes. De manera concreta, se debe capacitar a aquellos que no tienen las competencias lingüísticas requeridas para su oficio. Igualmente, se deben generar incentivos que promuevan la inclusión al magisterio de individuos que desde el colegio alcanzan

altos niveles de inglés. Una forma de lograr esto último podría consistir en la modificación de la remuneración docente, implementando esquemas salariales que contemplen los logros del profesorado, como se ha hecho en otros países, de manera que haya incentivos para que ingresen individuos de altas habilidades. Esto es consistente con lo sugerido por Barrera *et al.* (2012), quienes proponen destinar recursos específicos a la bonificación de los docentes, los cuales permitan tener una remuneración determinada por su esfuerzo y su desempeño en las evaluaciones. También, resulta crucial fortalecer los programas de licenciatura en inglés ofrecidos actualmente en el país, ya que, como se apreció, una buena parte de los profesionales en ésta área no cuenta con los estándares académicos requeridos para enseñar la lengua extranjera.

Las recomendaciones de este estudio no son lejanas a los objetivos del PNB, ya que una de sus principales líneas de acción consiste en la capacitación docente. Tampoco son distantes a las de Mejía (2009), quien advierte la necesidad de capacitar y brindar mayor apoyo a los docentes de inglés de la educación básica, pues son los que muestran los peores resultados en las pruebas de diagnóstico. En esencia, es necesario fortalecer el PNB para alcanzar un mayor grado de bilingüismo en Colombia, concentrando los esfuerzos en la institucionalidad existente. Para ello se requiere que este programa tenga un mayor impacto y alcance, pues aunque ha exhibido esfuerzos importantes, los avances en el tema de bilingüismo han sido limitados, lo que se refleja en el rendimiento de los estudiantes en la prueba de inglés.

REFERENCIAS

- Alesina, A.; La Ferrara, E. (2005). “Ethnic Diversity and Economic Performance”, *Journal of Economic Literature*, vol. 42, pp. 762-800.
- Alonso, J. C.; Gallo, B.; Torres, G. (2012). “Elementos para la construcción de una política pública de bilingüismo en el Valle del Cauca: un análisis descriptivo a partir del censo ampliado de 2005”, *Estudios Gerenciales*, vol. 28, pp. 59-67.
- Angulo, R.; Azevedo, J.; Gaviria, A.; Páez, G. (2012). “Movilidad social en Colombia”, documento CEDE, núm. 43, Centro de Estudios sobre el Desarrollo Económico, Universidad de los Andes.
- Banerjee, A.; Duflo, E. (2011). *Poor Economics: A Radical Rethinking of the Way to Fight Global Poverty*, New York: Public Affairs.
- Barón, J.; Bonilla, L. (2011). “La calidad de los maestros en Colombia: desempeño en el examen de Estado del Icfes y la probabilidad de graduarse en el área de educación”, Documentos de Trabajo Sobre Economía Regional, núm. 152, Banco de la República, agosto.

- Barón, J. (2010). “Primeras experiencias laborales de los profesionales colombianos: probabilidad de empleo formal y salarios”, Documentos de Trabajo Sobre Economía Regional, núm. 132, Banco de la República.
- Barrera-Osorio, F.; Maldonado, D.; Rodríguez, K. (2012). “Calidad de la educación básica y media en Colombia: diagnóstico y propuestas”, documento CEDE, núm. 41, Centro de Estudios sobre el Desarrollo Económico, Universidad de los Andes.
- Barro, R. (1991). “Economic Growth in a Cross Section of Countries”, *Quarterly Journal of Economics*, vol. 106, núm. 2, pp. 407-443.
- Bonilla, L.; Galvis, L. (2014). “Profesionalización docente y calidad de la educación escolar en Colombia”, en A. Otero, A. Sánchez Jabba, *Educación y desarrollo regional en Colombia*, Colección de Economía Regional, Banco de la República, pp. 159-209.
- Bonilla, L. (2010). “Movilidad intergeneracional en educación en las ciudades y regiones de Colombia”, núm. 130, Documentos de Trabajo Sobre Economía Regional, Banco de la República.
- Carliner, G. (1981). “Wage Differences by Language Group and the Market for Language Skills in Canada”, *Journal of Human Resources*, vol. 16, núm. 3, pp. 384-399.
- Chiswick, B. (2008). “The Economics of Language: An Introduction and Overview”, IZA Discussion Paper, núm. 3568, IZA: Institute for the Study of Labor.
- Clingsmith, D. (2006). “Bilingualism, Language Shift, and Economic Development in India, 1931-1961”, job market paper, Department of Economics, Harvard University, 30 de octubre.
- Clotfelter, C. T.; Ladd, H. F.; Vigdor, J. L. (2010). “Teacher Credentials and Student Achievement in High School: A Cross-Subject Analysis with Student Fixed Effects”, *The Journal of Human Resources*, vol. 45, núm. 3, pp. 655-681.
- Crystal, D. (1997). *English as a Global Language*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Duflo, E.; Hanna, R. (2005). “Monitoring Works: Getting Teachers to Come to School, working paper, núm. 11880, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Education First (2012). *EF English Proficiency Index 2012* [en línea], disponible en: http://www.ef.se/~/media/efcom/epi/2012/full_reports/ef-epi-2012-report-master-lr-2
- Fandiño-Parra, Y.; Bermúdez-Jiménez, J.; Lugo-Vásquez, V. (2012). “Retos del Programa Nacional de Bilingüismo: Colombia Bilingüe”, *Educación y Educadores*, vol. 15, núm. 3, pp. 363-381.
- Graddol, D. (2006). *English Next*, London: British Council.
- Guiso, L.; Sapienza, P.; Zingales, L. (2009). “Cultural Biases in Economic Exchange”, *Quarterly Journal of Economics*, núm. 124, pp. 1095-1131.

- Hanushek, E. A.; Rivkin, S. G. (2006). "Teacher Quality", en E. A. Hanushek y F. Welch (eds.), *Handbook of the Economics of Education*, tomo 2, cap. 18, pp. 1052-1078, Amsterdam: North Holland.
- Helliwell, J. (1999). "Language and Trade", en A. Breton (ed.), *Exploring the Economics of Language*, Canadá: Canadian Heritage.
- Instituto Colombiano para la Evaluación de la Educación (2006). "¿Qué evalúan las pruebas?", documento interno, Icfes.
- Jacob, B.; Lefgren, L. (2007). "Principals as Agents: Subjective Performance Assessment in Education", *Journal of Labor Economics*, vol. 26, núm. 1, pp. 101-136.
- Ku, H.; Zussman, A. (2010). "Lingua franca: The role of English in international trade", *Journal of Economic Behavior & Organization*, vol. 75, núm. 2, pp. 250-260.
- Lavy, V. (2009). "Performance Pay and Teachers' Effort, Productivity, and Grading Ethics", *American Economic Review*, vol. 99, núm. 5, pp. 1979-2011.
- Mankiw, N. G.; Romer, D.; Weil, D. (1992). "A Contribution to the Empirics of Economic Growth", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 107, núm. 2, pp. 407-437.
- McManus, W.; Gould, W.; Welch, F. (1983). "Earnings of Hispanic Men: The Role of English Language Proficiency", *Journal of Labor Economics*, vol. 1, núm. 2, pp. 101-130.
- Mejía, A. M.; López-Mendoza, A.; Peña, B. (comps.) (2011). *Bilingüismo en el contexto colombiano: iniciativas y perspectivas en el siglo XXI*, Bogotá: Ediciones Uniandes.
- Mejía, A. M. (2009). "Teaching English to Young Learners in Colombia", *Mextesol*, vol. 33, núm. 1, pp. 103-114.
- Mejía, A. M. (2006). "Bilingual Education in Colombia: Towards a Recognition of Languages, Cultures and Identities", *Colombian Applied Linguistics Journal*, núm. 8, pp. 153-167.
- Méltiz, J. (2008). "Language and Foreign Trade", *European Economic Review*, núm. 52, pp. 667-699.
- Mincer, J. A. (1974). *Schooling, Experience and Earnings*, Columbia: Columbia University Press.
- Ministerio de Educación Nacional (2006). "Estándares básicos de competencias en lenguas extranjeras: inglés", *Guías*, núm. 22, Bogotá.
- Ministerio de Educación Nacional (2006). "Educación: Visión 2019" [en línea], documento para discusión, disponible en: <http://www.mineducacion.gov.co/1621/article-122719.html>
- Muralidharan, K.; Sundararaman, V. (2009). "Teacher Performance Pay: Experimental Evidence from India", working paper, núm. 15323, National Bureau of Economic Research, Inc.

- Núñez, J.; Steiner, R.; Cadena, X.; Pardo, R. (2002). ¿Cuáles colegios ofrecen mejor educación en Colombia?, Archivos de Economía, núm. 193, Departamento Nacional de Planeación.
- Perfetti, M. (2003). “Estudio sobre la educación para la población rural en Colombia” [en línea], documento preparado para la FAO-Unesco-DGCS-CIDE-Reduc, pp. 164-216, disponible en: http://www.colombiaaprende.edu.co/html/mediateca/1607/articles-73482_archivo.pdf.
- Rivkin, S. A.; Hanushek, E. A.; Kain, J. F. (2005). “Teachers, Schools, and Academic Achievement”, *Econometrica*, vol. 73, núm. 2, pp. 417-458.
- Rockoff, J. (2004). “The Impact of Individual Teachers on Student Achievement: Evidence from Panel Data”, *American Economic Review*, vol. 94, núm.2, pp. 247-252.
- Sánchez-Jabba, A. (2012). “El bilingüismo en los bachilleres colombianos”, Documentos de Trabajo sobre Economía Regional, núm. 159, Banco de la República.
- Schultz, T. (1962). “Investment in Human Beings”, *Journal of Political Economy*, vol. 70, núm. 5, pp. 1-157.
- Tainer, E. (1988). “English Language Proficiency and the Determination of Earnings among Foreign-Born Men”, *The Journal of Human Resources*, vol. 23, núm. 1, pp. 108-122.
- Vélez-Rendon, G. (2003). “English in Colombia: a Sociolinguistic Profile”, *World Englishes*, vol. 22, núm. 2, pp. 185-198.

**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)¹. 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

¹ 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 ECONÓMÉRICO

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 ^{a/}	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 GradEduc_i toma el valor 1 si la persona i obtuvo un título en el área de educación, y 0 en caso contrario; Mujer_i es una variable *dummy* de mujer, y γ_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 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.

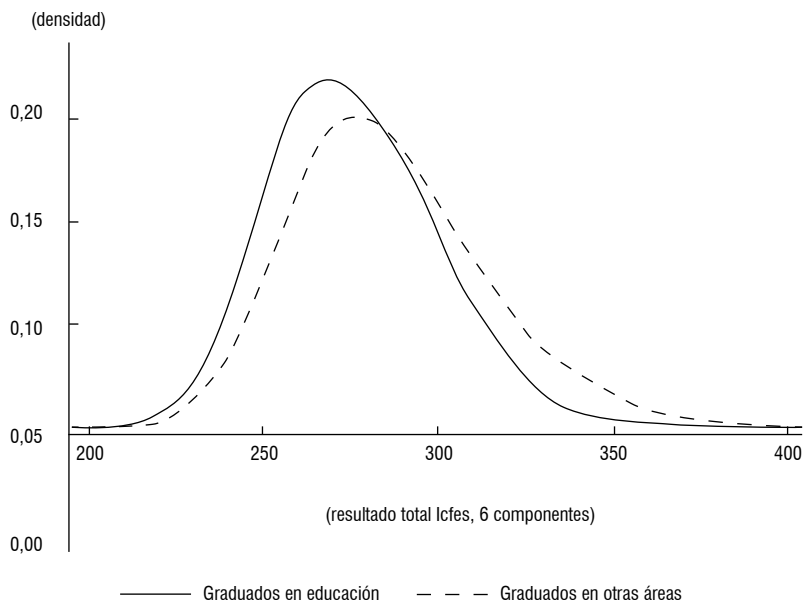
En términos del modelo, en la ecuación 1 hay varias hipótesis de interés: i) que una persona con resultados bajos en el Icfes (con relación a su cohorte de graduados) tenga una mayor probabilidad de obtener un título en el área de educación ($\theta_j < 0 \forall j \in \{2, 5\}$), y ii) entre más alto 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
A. GRADUADOS EN EDUCACIÓN			
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. GRADUADOS EN OTRAS ÁREAS			
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.

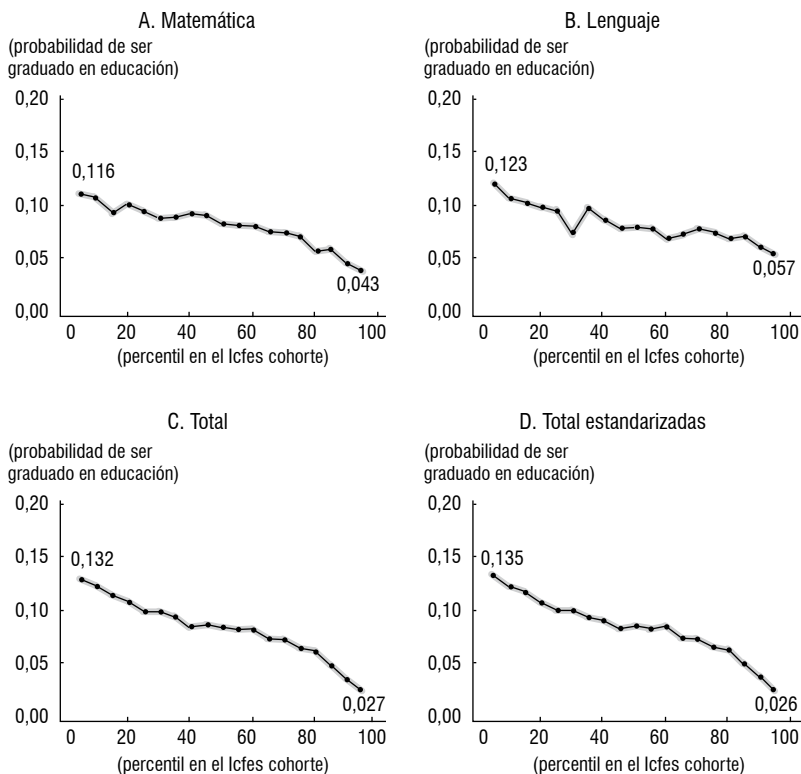
Un resultado final por resaltar del Cuadro 2 es la existencia de diferencias por género en el percentil promedio entre los graduados de educación, por un lado, y los graduados de otras áreas, por el otro. En el primer caso, las diferencias entre el percentil de hombres y mujeres en el percentil promedio,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

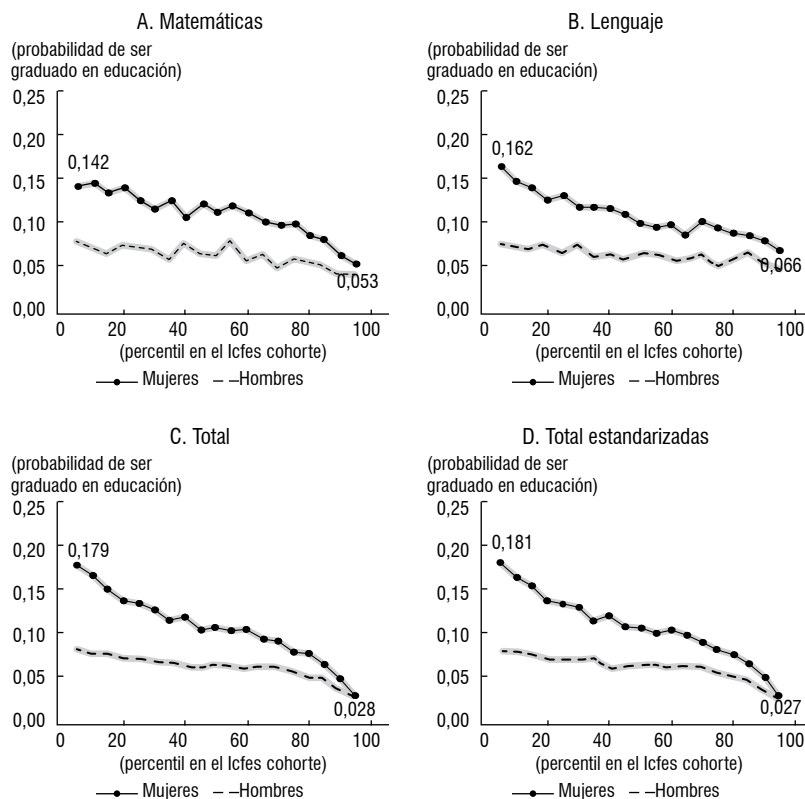


Nota: las áreas sombreadas representan intervalos a un nivel de confianza del 95%.
Fuentes: Ministerio de Educación Nacional e Icfes; cálculos del autor.

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 bajos².

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

² 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**

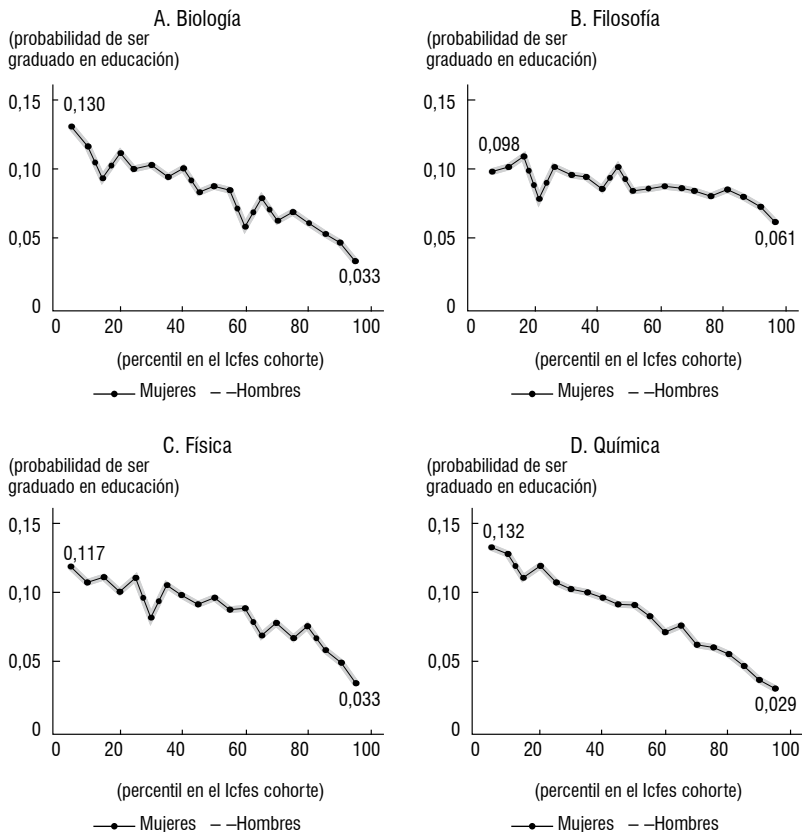
GRUPO Y COMPONENTE	(1)	(2)	(3)
	TODOS	MUJERES	HOMBRES
A. GRADUADOS EN EDUCACIÓN			
Matemáticas	42,10 (0,27)	42,09 (0,33)	43,98 (0,50)
Lenguaje	43,14 (0,28)	41,24 (0,32)	45,85 (0,52)
Biología	40,13 (0,26)	39,13 (0,30)	42,90 (0,49)
Filosofía	45,67 (0,29)	43,56 (0,34)	48,61 (0,56)
Física	42,10 (0,27)	42,09 (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. GRADUADOS EN OTRAS ÁREAS			
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.

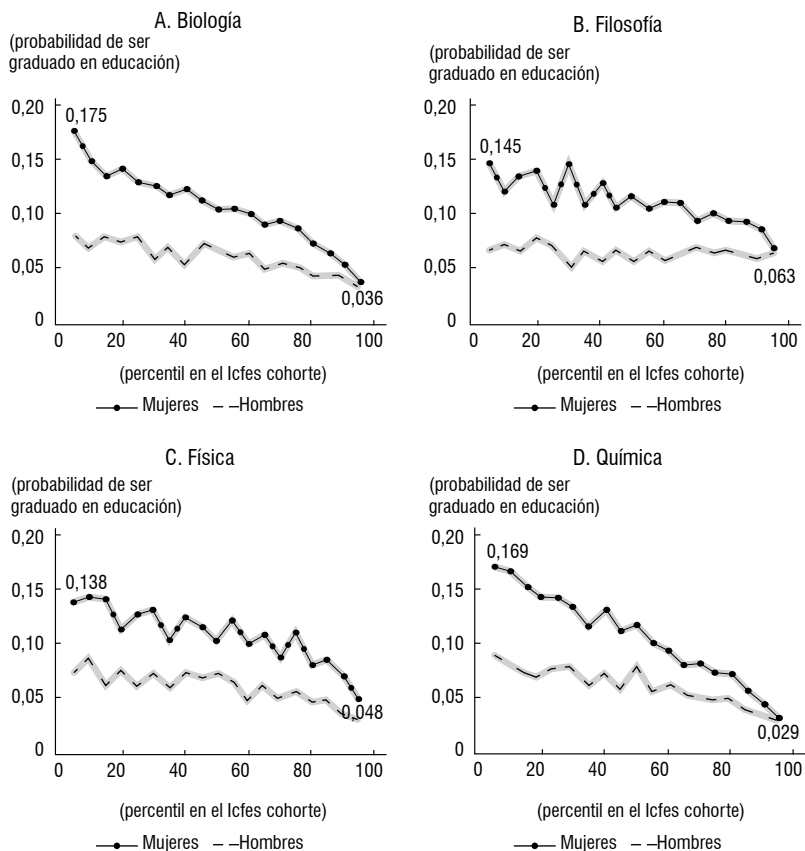
Fuentes: Ministerio de Educación Nacional e Icfes; cálculos de los autores.

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.

PROFESIONALIZACIÓN DOCENTE Y CALIDAD DE LA EDUCACIÓN ESCOLAR EN COLOMBIA

Leonardo Bonilla Mejía
Luis Armando Galvis

Economistas del Centro de Estudios Económicos Regionales (CEER), Banco de la República, sucursal Cartagena. Los autores agradecen las sugerencias de Adolfo Meisel, Laura Cepeda, Andrea Otero y Andrés Sánchez. Jhorland Ayala y José Mola prestaron una asistencia invaluable en el procesamiento de la información. Este capítulo fue publicado en la revista Ensayos sobre Política Económica, vol. 30, núm. 68 de junio de 2012. Las opiniones expresadas no comprometen al Banco de la República ni a su Junta Directiva.

El presente capítulo tiene por objetivo evaluar el impacto del nivel de formación de los docentes sobre la calidad de la educación escolar. Como tal, este trabajo se enmarca en la línea de investigación de los determinantes de la calidad de la educación. Se trata de un tema crítico en la medida en que la enseñanza está guiada por los docentes, y lo que se espera es que su adecuada formación o profesionalización ayude a mejorar el desempeño educativo de los alumnos. La educación es a su vez el principal determinante del nivel de ingresos salariales de los individuos —véase, por ejemplo, Mincer, 1974 y Becker, 1993, en relación a los retornos del capital humano— lo cual justifica que este sea un tema que deba ser tenido en cuenta por las políticas educativas de un país en desarrollo como Colombia.

En cuanto a la asociación entre la educación y los logros en el mercado laboral, se puede anotar que esta ha sido ampliamente estudiada a partir de microdatos en una gran cantidad de países (Card, 1999; Cohn y Addison, 1998; Mincer, 1974; Psacharopoulos, 2004). En el caso colombiano son numerosos los trabajos que han encontrado que el nivel educativo es el principal determinante del ingreso salarial (Psacharopoulos y Vélez, 1992). Además, en un estudio de Londoño (1995) se encontró que el capital humano fue la principal causa de las oscilaciones en los niveles de desigualdad en el ingreso en Colombia durante la segunda mitad del siglo XX. Estudios más recientes confirman estos resultados, y muestran que la educación también es el principal determinante de las diferencias regionales en el ingreso del país (Bonilla, 2011; Vélez *et al.* 2004).

La mayor parte de la literatura empírica, incluidos los estudios mencionados, se ha concentrado en el número de años de educación, en gran medida porque es la información que está disponible. Sin embargo, ha venido creciendo el interés por medir la calidad de la educación y su impacto sobre los ingresos laborales y sobre otras medidas de bienestar, encontrándose que la calidad es tan importante como la cantidad (Barro, 2001; Behrman y Birdsall, 1983; Hanushek y Kimko, 2000). Lo anterior ha llevado a un gran número de investigadores económicos a concentrarse en los determinantes de la calidad de la educación, medida con el rendimiento de los estudiantes en las pruebas estandarizadas Saber 11¹, un tema que crece rápidamente en Colombia en la medida en que hay cada vez más y mejor información.

¹ El Saber 11, empleado en este capítulo, es un examen estandarizado aplicado a los estudiantes de último grado de educación secundaria, el cual evalúa de diez componentes, a saber: biología, física, química, matemáticas, lenguaje, geografía, historia, filosofía y ciencias sociales, además de idioma extranjero.

Son relativamente pocos los estudios que han abordado el tema de la formación docente en Colombia, entre los cuales se destaca el de Gaviria y Barrientos (2001) quienes encuentran que para el año 1999 en las instituciones oficiales o públicas de Bogotá la mayor formación académica de los docentes no se traduce en mejores resultados de los estudiantes, mientras que en el sector privado ello sí ocurre. En el presente capítulo se evalúa el impacto del grado de profesionalización de los docentes sobre los resultados de los alumnos en las pruebas Saber 11 en todo el país, usando los microdatos provistos por el Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE) y el Instituto Colombiano para la Evaluación de la Educación (Icfes). Dado que pueden existir problemas de endogeneidad entre el nivel de formación de los docentes y la calidad educativa, se emplean regresiones por variables instrumentales (VI) las cuales permiten identificar los efectos del grado de calificación de los docentes. Entre los instrumentos empleados están el tamaño de las instituciones educativas, el gasto público en educación y la incidencia del Nuevo Estatuto Docente. Vale la pena resaltar que los dos últimos son instrumentos que no se han usado en los análisis de la calidad de los docentes y de la educación en Colombia.

El capítulo se compone de seis secciones, aparte de esta introducción. La primera, menciona la literatura relevante para el problema estudiado; en particular se revisan diferentes enfoques en el tratamiento de la calidad de los docentes y sus efectos sobre el rendimiento de los estudiantes. La segunda expone las estadísticas empleadas y sus respectivas fuentes. En la tercera, se describen las variables utilizadas y se analizan las brechas observadas en la formación de los docentes. En la cuarta sección se explica la metodología empleada y su justificación en el marco del análisis de la calidad educativa. En el quinto se muestran los resultados de los modelos. La última sección presenta una discusión de los resultados.

1. PROFESIONALIZACIÓN DOCENTE Y DESEMPEÑO ESTUDIANTIL

La literatura empírica internacional ha encontrado una asociación positiva entre la calidad de los profesores y los resultados en el desempeño de los estudiantes. Por ejemplo, Sanders y Rivers (1996) mostraron que, si se asignaran dos estudiantes a dos profesores, uno con alta y el otro con baja calidad, los resultados en su desempeño variarían en más de 50 puntos porcentuales (pp) dentro de los tres años siguientes. También, encontraron que los aumentos en la efectividad de los docentes afectaban principalmente a los educandos que tienen bajo rendimiento. Darling-Hammond (2000), por su parte, encuentra que la calificación y certificación de los profesores son los factores más importantes que explican los resultados en matemáticas y lenguaje.

En la misma línea, Nye, Konstantopoulos y Hedges (2004) plantean la existencia de problemas ocasionados por la endogeneidad en la selección del colegio por parte de los padres, pues las familias de mejores recursos tienden a seleccionar

el colegio con base, por ejemplo, en la calidad de los profesores. Así mismo, dentro de las instituciones los alumnos son asignados a algunos profesores de acuerdo con algunas características, como su rendimiento, lo cual puede llevar a que la posible causalidad entre la calidad de los profesores y el rendimiento de los estudiantes resulte sesgada. Para superar estos problemas, los autores emplean un experimento donde los profesores y estudiantes se asignaron aleatoriamente, encontrándose que la calidad de los docentes influye en mayor grado sobre el desempeño de los estudiantes que, por ejemplo, variables como raza, estatus socioeconómico y colegio. La base de datos empleada proviene del experimento que se conoce como el *Student Teacher Achievement Ratio* (STAR) o también como el *Tennessee Class Size Experiment*, estudiado por Krueger (1999) para evaluar el impacto del tamaño de la clase en el rendimiento de los estudiantes.

Igualmente, Rockoff (2004) reporta resultados positivos de la educación de los profesores sobre los logros estudiantiles. El aporte del autor se basa en el uso de datos de panel que permiten aislar otros efectos del salón de clase, en la medida en que se puede evaluar el desempeño de un profesor en múltiples de estos espacios y conocer cuáles son los efectos fijos atribuibles al docente. Sus resultados muestran que una desviación estándar en la calidad de los profesores aumenta el logro de los estudiantes en 0,20 desviaciones estándar en lenguaje y en 0,24 desviaciones estándar en matemáticas.

Clotfelter, Ladd y Vigdor (2007) plantean que aún existe debate en relación con la causalidad entre la formación de los educadores y el desempeño de los estudiantes. Resaltan que en la literatura empírica se ha encontrado que aumentos en la calidad docente están asociados a un incremento en el rendimiento en matemáticas y, en menor grado, en lenguaje. Para aportar en la discusión, los autores analizan un período de diez años con información detallada de los profesores, sus credenciales y sus estudiantes, además del desempeño de estos últimos. Los resultados del ejercicio empírico muestran que la experiencia y la calidad de los profesores tienen efectos positivos sobre el rendimiento en matemáticas, los cuales son mayores que los que representan el tamaño de la clase o el perfil socioeconómico de los alumnos.

También, existen estudios menos optimistas en cuanto a la relación entre las características de los profesores y el desempeño de los estudiantes, entre los cuales se destaca Hanushek (1971). Sus resultados indican que la experiencia de los docentes y su calificación no afectan los puntajes alcanzados en las pruebas por los estudiantes, sugiriendo la existencia de problemas en la manera como operan las escuelas, las cuales pueden ser ineficientes. El autor advierte, no obstante, que dichos resultados son muy específicos para la muestra empleada, correspondiente al sistema educativo de California en el año 1969, con 1.061 educandos de segundo y tercer grado.

En la misma línea de las conclusiones de Hanushek (1971), en Colombia el trabajo más influyente relacionado a la formación de los docentes y su relación

con el desempeño académico es el de Gaviria y Barrientos (2001). Los autores analizan los resultados de las pruebas de Bogotá aplicadas por el Icfes, encontrando que ni el nivel de formación de los docentes ni la infraestructura redundan en los resultados de los alumnos en las instituciones oficiales, pero sí lo hace en las privadas. La conclusión a la que llegan los autores es que las deficiencias en la calidad de la educación pública están asociadas con un problema de incentivos, con la estructura organizacional, las prácticas pedagógicas y en menor medida, con la disponibilidad de recursos.

Empleando datos más agregados, Melo (2005) llega a conclusiones similares: en efecto, la autora encuentra que los aumentos en las transferencias de recursos a las autoridades regionales para el gasto público en educación no siempre se traducen en mejoras en la calidad educativa. De hecho, las mayores transferencias del gobierno central incrementaron los indicadores de cobertura, pero con efectos negativos sobre la calidad. Según Melo (2005), estos resultados revelan que existen altos niveles de ineficiencia en algunas regiones, tal vez por la incapacidad institucional y la falta de sistemas de incentivos, tanto para las entidades territoriales, como para las instituciones y los docentes.

2. DATOS Y ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS

La información analizada en este documento proviene de dos fuentes principales: el DANE y el Icfes. Con base en la información recolectada por el primero en el año 2009 (formulario C-600) se calculó la relación del número de estudiantes por docente en aquellos planteles educativos que ofrecen educación secundaria y media en los municipios. Esta investigación se centra en las instituciones educativas públicas y privadas, pero debido a que ellas pueden contar con varias sedes y diferentes jornadas, la unidad de análisis será la sede-jornada, que en adelante se denominará sede.

De cada sede se calculó el número de estudiantes matriculados en secundaria y media, así como el número de docentes que enseñan principalmente en esos niveles educativos de acuerdo con su último nivel educativo alcanzado. Con ello se construyeron indicadores del grado de profesionalización de la planta docente en cada sede. Así, se obtuvo el número de docentes cuyo último nivel educativo es profesional o más, con posgrado o formación pedagógica, y el número de profesores cobijados con el Nuevo Estatuto Docente. La disponibilidad de estas estadísticas permite construir indicadores como el número de estudiantes por profesor, que es ampliamente utilizado en la literatura internacional sobre calidad de la educación (Hanushek, 1997). Esta variable se asocia con mejores resultados educativos en tanto que hay un mayor sentido de pertenencia por parte de los estudiantes, y los profesores pueden conocer mejor a sus pupilos (Stiefel *et al.*, 2000).

Para el análisis de las instituciones oficiales se calculó, además, el presupuesto usado en dichos establecimientos, que comprende el total del gasto e inversión en personal del sector educativo, incluyendo los recursos provenientes del Sistema General de Participaciones (SGP) y los propios del 2009. La fuente empleada en este aparte son los datos municipales del Sistema de Información para la Captura de la Ejecución Presupuestal (Sicep), del Departamento Nacional de Planeación (DNP). Este instrumento compila información de ejecución de gastos de inversión y de funcionamiento, tanto municipales como departamentales. En los casos de municipios que tienen Secretaría de Educación, también denominados municipios certificados, se utilizaron los datos directamente reportados por la entidad territorial. Para los demás, dado que no se cuenta con estadísticas detalladas, se supuso que el presupuesto de cada secretaría de educación departamental se distribuye en proporción al número de estudiantes matriculados y se agregaron los recursos propios destinados a este rubro reportado por cada municipio.

Finalmente, las bases de datos de las Pruebas Saber 11 se cruzaron con los registros de la institución y sede ingresadas en el formulario C-600 del DANE. En algunos casos se emplearon las llaves del Icfes, y, para los que no existe llave, se realizaron cruces por nombre de la sede, jornada y municipio. De esta manera, de las 12.389 sedes de la base C-600, se cruzaron 4.179 con 211.389 estudiantes que presentaron las pruebas Saber 11.

De la base de datos mencionada se descartaron las jornadas nocturna y fin de semana, quedando un total de 12.273 sedes (Cuadro 1), por lo que en dichas jornadas los estudiantes son en promedio más adultos y trabajan, por lo cual los resultados académicos no son estrictamente comparables con los de la jornada diurna. Se observa que las sedes cuentan con una planta docente que en su mayoría alcanza al menos el nivel profesional (87%). Además, el 77% de los maestros ha estudiado carreras relacionadas con pedagogía, mientras que solo cerca del 21% tiene formación de posgrado.

En cuanto al Nuevo Estatuto Docente de Profesionalización, pocas instituciones han incorporado profesores regidos por dicho estatuto; de hecho, solo un 21,6% de los profesores están dentro de esa categoría. Además, si se analizan en detalle las cifras, se encuentra que un 32% de las instituciones estudiadas no presenta ningún profesor cobijado por el Nuevo Estatuto Docente.

La muestra, de acuerdo con los estudiantes que presentaron las pruebas Saber 11, tiene una mayor representación del género femenino, que participa con un 54% (Cuadro 2). Solo el 6% está representada por los estudiantes que pertenecen a una etnia: 3% son afrodescendientes y 3% indígenas. Para el caso de los indígenas, dicha participación es consistente con el porcentaje de su población en el total nacional; no obstante, para los grupos afrodescendientes ese porcentaje no es comparable al 10,6% reportado (DANE, 2007). Altas tasas de deserción

pueden ser la causa de este fenómeno, o simplemente que la cobertura educativa para dichos grupos no garantiza una participación similar a lo que representan como colectivo étnico en el país.

CUADRO 1. ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS POR INSTITUCIÓN Y MUNICIPIO

	VARIABLE	OBSERVACIONES	MEDIA	DESVIACIONES ESTÁNDAR
Grado de profesionalización	Profesionales o más	12.273	87,65	(24,01)
	Posgrado	12.273	20,99	(27,08)
	Formación pedagógica	12.273	77,22	(28,38)
Institución	Porcentaje de docentes en Nuevo Estatuto	12.273	21,64	(25,95)
	No oficial	12.273	0,24	(0,43)
	Docentes por cien alumnos	12.273	6,63	(8,06)
	Jornada completa	12.273	0,27	(0,45)
	Examen en marzo	12.273	0,14	(0,35)
	Género mixto	12.273	0,97	(0,17)
	Directivos por cien alumnos	12.273	3,22	(5,38)
	Consejeros por cien alumnos	12.273	0,23	(0,76)
	Personal médico por cien alumnos	12.273	0,06	(0,50)
	Tutores por cien alumnos	12.273	0,10	(1,14)
Municipio	Certificado	1.099	0,04	(0,20)
	Población (en miles)	1.096	37,78	(235,49)
	Porcentaje urbano	1.096	40,9	(23,67)
	Porcentaje de NBI	1.096	45,28	(20,65)
	Porcentaje de analfabetismo	1.093	17,93	(6,84)
	Porcentaje de homicidios	1.095	57,55	(56,83)
	Desempeño fiscal	1.074	61,97	(8,28)

Nota: NBI: necesidades básicas insatisfechas.

Fuentes: Icfes (prueba Saber 11, 2009) y DANE (formulario C-600); cálculos de los autores.

En relación con el contexto socioeconómico familiar, cabe mencionar que los individuos de la muestra provienen de hogares donde en su mayoría la madre ha alcanzado como máximo el grado de secundaria. Solo un 11% reporta que la madre alcanzó un nivel de posgrado. Por otro lado, la composición según el nivel de ingresos está concentrada en los estratos medios de la distribución, pues 29% de los individuos señala que su familia devenga entre uno y dos salarios mínimos, y 43% entre dos y tres salarios mínimos.

CUADRO 2. ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS POR ESTUDIANTE

	VARIABLE	OBSERVACIONES	MEDIA	DESVIACIONES ESTÁNDAR
Individuo	Promedio Saber 11	463.951	44,86	(5,16)
	Puntaje matemáticas	463.951	44,72	(10,01)
	Puntaje lenguaje	463.951	46,8	(6,75)
	Ln(promedio Saber 11)	463.951	3,8	(0,11)
	Ln(puntaje matemáticas)	463.761	3,78	(0,23)
	Ln(puntaje lenguaje)	463.782	3,84	(0,15)
	Rural	463.947	0,21	(0,41)
	Edad	463.941	17,61	(2,36)
	Mujer	463.951	0,54	(0,50)
	Afro	463.951	0,03	(0,17)
	Indígena	463.951	0,03	(0,16)
	Integrantes familia	463.950	4,96	(1,84)
	Estudiante que trabaja	461.921	0,07	(0,26)
	Educación de la madre	Primaria	452.731	0,35
Secundaria		452.731	0,44	(0,50)
Técnico		452.731	0,06	(0,24)
Profesional		452.731	0,11	(0,31)
Posgrado		452.731	0,02	(0,14)
Ingreso del hogar (SMMLV)	Menos de 1	463.950	0,29	(0,45)
	Entre 1 y 2	463.950	0,43	(0,49)
	Entre 2 y 3	463.950	0,15	(0,36)
	Entre 3 y 5	463.950	0,08	(0,26)
	Entre 5 y 7	463.950	0,03	(0,16)
	Entre 7 y 10	463.950	0,01	(0,11)
	10 o más	463.950	0,02	(0,13)
Valor de la pensión (miles de pesos)	0	354.816	0,67	(0,43)
	Menos de 90	354.816	0,14	(0,35)
	Entre 90 y 120	354.816	0,05	(0,21)
	Entre 120 y 150	354.816	0,03	(0,18)
	Entre 150 y 250	354.816	0,05	(0,22)
	Más de 250	354.816	0,05	(0,23)

Fuente: Icfes (prueba Saber 11, 2009); cálculos de los autores.

Finalmente, cabe anotar que solo el 29% de la muestra reporta proceder de familias que ganan hasta un salario mínimo, muy por debajo del porcentaje de la población que devenga menos de un salario mínimo, correspondiente a casi un 43% de los trabajadores de las encuestas del mercado laboral colombiano (López, 2009). Esto podría sugerir que jóvenes provenientes de hogares que tienen ingresos por debajo del salario mínimo no están alcanzando la educación media, sino que son en su mayoría los individuos de ingresos medios quienes superan dicho nivel educativo.

3. MARCO METODOLÓGICO

La mayor parte de la literatura que se ocupa del análisis de la calidad educativa se remite a modelos de regresión para evaluar hipótesis con respecto a sus determinantes. Así, existen ejercicios que emplean métodos para comparar medias de los grupos tratados y los no tratados cuando la asignación a los grupos es exógena y no existen problemas de selección (Angrist Bettinger y Kremer, 2006; Angrist y Lavy, 2009; Krueger, 1999).

Por otro lado, están los métodos que se pueden emplear si existen mediciones sobre la variable de interés en ambos grupos (los que reciben el tratamiento y los que no) antes y después de la intervención. En este caso es importante que la selección para ambos grupos sea exógena, de lo contrario los resultados son sesgados. Tal es el caso del método de diferencias en diferencias, el cual compara la diferencia entre los dos grupos antes y después de aplicar el tratamiento. La diferencia entre las dos diferencias se adjudica al efecto del tratamiento. El ejemplo más citado en este caso es el de Ashenfelter y Card (1985), quienes emplearon datos longitudinales de grupos de individuos que recibieron entrenamiento mediante el *Comprehensive Employment and Training Act* (CETA), y cuyos ingresos fueron evaluados antes y después, y comparados con los que no recibieron el entrenamiento.

Otros métodos aprovechan la ventaja que permite el hecho de que la asignación a cada grupo analizado sea hecha de acuerdo con si los individuos sobrepasan un límite en un indicador o variable de asignación específica. En este caso, el método se conoce como regresión discontinua. Un ejemplo de ello es el ejercicio de Leuven *et al.* (2007), quienes evalúan el impacto de una política del gobierno de Holanda encaminada a proveer fondos adicionales a las escuelas que tuviesen más de 70% de los estudiantes en condición de desventaja por su contexto socioeconómico. De esta manera, se comparan los efectos sobre un grupo de instituciones que están justo por encima del 70% con un grupo que está marginalmente por debajo de dicho límite. La idea es que los no tratados, que están muy próximos al límite, son un buen grupo de comparación con los tratados cercanos.

En el caso que nos concierne, emplear el método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) puede tener inconvenientes, dada la existencia de problemas de endogeneidad, según se ha mencionado. En efecto, es posible que existan factores no observados que expliquen simultáneamente el nivel educativo de la planta docente y los resultados de los estudiantes en las pruebas estandarizadas. Por ejemplo, en el caso en que las familias más motivadas busquen colegios con profesores mejor formados, o en que los colegios con la planta docente más educada sean más exigentes en su proceso de selección, se tendrían alumnos doblemente aventajados (o desaventajados), debido a la motivación familiar, las habilidades innatas y al nivel educativo de los docentes. Lo anterior llevaría a estimadores de MCO a sobrevalorar el efecto de la planta docente, generando así un sesgo positivo. También, hay razones para considerar sesgos negativos, por ejemplo, el hecho de que en Colombia hay un mayor nivel de formación docente en las instituciones oficiales. Si esta ventaja relativa que tienen los estudiantes de instituciones oficiales tuviera como contrapartida algunas desventajas que no se observan con el conjunto de covariantes escogidas (como por ejemplo la planta física, la motivación de las familias o los docentes, o los *spillovers* de capital humano), entonces se generarían sesgos negativos.

Una de las alternativas mencionadas para abordar este último problema es que se lograra asignar de forma aleatoria los profesores con diferente grado de calificación entre los colegios, para comparar los de mayor grado de profesionalización con los de menor y evaluar las diferencias en el rendimiento académico de sus estudiantes, un poco en la línea de Nye, Konstantopoulos y Hedges (2004). De esta forma, se trataría el problema de la endogeneidad en la medida en que la asignación de los individuos a un tratamiento sería independiente de los agentes que intervienen en el proceso, y ello configuraría una forma simple de incluir variación exógena en el experimento, de tal manera que se evitarían los sesgos originados por las decisiones de los individuos. Lo anterior apunta a la manera como se evalúa las diferencias entre la calidad de los colegios públicos y los privados, pues la selección de una determinada institución no es independiente de los niveles de calidad que esta ofrece. A causa de ello, los padres con mejores recursos o con hijos mejor preparados escogen la institución con base en el desempeño que muestran, por ejemplo, en las pruebas estandarizadas. En este caso, se requiere de una variación exógena al proceso de selección de la institución, la cual constituye lo que los científicos sociales denominan la estrategia de identificación del efecto causal (Murnane y Willett, 2011).

Dado que dicho tipo de experimento no se ha realizado en Colombia, es necesario emplear otro tipo de estrategias de identificación. En este documento se usan regresiones por variables instrumentales (VI) para identificar el impacto del nivel educativo de los docentes sobre los resultados académicos de los educandos. Este método explota la existencia de variación en los datos observacionales que

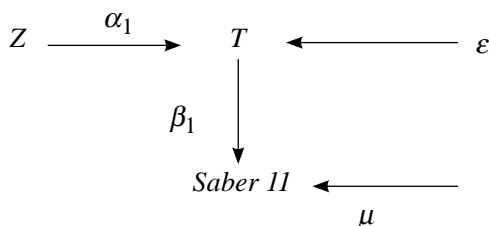
proviene de fuentes que son exógenas a la asociación causal que se desea probar, lo que permite eliminar el sesgo por endogeneidad que surge de que el tratamiento esté correlacionado con la variable de resultado sobre la cual se quiere medir el impacto (Schlotter, Schwerdt y Woessmann, 2011). En este caso, su aplicación consiste en estimar el sistema de ecuaciones de la siguiente manera:

$$T = \alpha_0 + \alpha_1 Z + \alpha_2 X + \varepsilon \quad (1)$$

$$Saber\ II = \beta_0 + \beta_1 T + \beta_2 X + \mu \quad (2)$$

donde *Saber II* es el resultado en dichas pruebas ya sea en el promedio, en matemáticas o en lenguaje; *T* es la variable que indica el grado de profesionalización de los docentes, y *X* es una matriz de variables de control que pueden afectar el rendimiento en las pruebas, como los atributos del individuo, su contexto socioeconómico familiar y los atributos del colegio. El término *Z*, por su parte, corresponde a la variable instrumental que involucra la variación exógena suponiendo que las relaciones causales se presentan como se describen en el Diagrama 1.

DIAGRAMA 1. EFECTOS CAPTURADOS POR EL MÉTODO DE VARIABLES INSTRUMENTALES



Fuente: Elaboración de los autores.

El coeficiente β_1 representa los efectos causales de *T* sobre los resultados en la prueba *Saber II*, en la medida que cumpla con las condiciones de exogeneidad y relevancia. Para que el instrumento presente relevancia se requiere que $cov(Z, T) \neq 0$. Este supuesto es fácilmente verificable, pues consiste en comprobar que el instrumento y la variable endógena están correlacionados. La condición de exogeneidad, por su parte, requiere que se cumpla que, condicionado en los covariantes incluidos, $cov(Z, \varepsilon) = cov(Z, \mu) = 0$. Esta segunda condición expresa que el instrumento es independiente de la variable de resultado (en este caso el resultado en la prueba *Saber II*), condicional en los controles incluidos y que, además, el instrumento afecta la variable de resultados solo a través del mecanismo expresado

en la ecuación 2 (Angrist y Pischke, 2009: 117). En la ecuación 2 se incluye el término T , que representa la predicción obtenida una vez se obtienen las estimaciones de la ecuación 1, es decir, la primera etapa del modelo. La segunda etapa corresponde, entonces, a la estimación de la ecuación del Saber 11 en función de las variables exógenas. Asimismo, se supone que Z afecta a la variable de resultado (*Saber 11*) solo a través de su efecto sobre T , según muestra el diagrama anterior.

Dado que las distintas variables de tratamiento evaluadas son continuas, el coeficiente que las acompaña se interpreta como la *respuesta causal promedio*, equivalente a la suma ponderada de las respuestas causales, ante un cambio unitario en el grado de profesionalización (tratamiento) de los individuos, cuyo nivel de tratamiento se ve afectado por los instrumentos (Angrist e Imbens, 1995).

4. DETERMINANTES DEL NIVEL EDUCATIVO DE LOS DOCENTES E IMPACTO SOBRE LOS RESULTADOS EN LAS PRUEBAS SABER 11

Los ejercicios econométricos que se presentan tienen como objetivo medir el impacto del nivel educativo de los docentes sobre los resultados de los alumnos en las pruebas Saber 11. Para responder esta última pregunta se emplean regresiones por VI, ya que existen razones para creer que la variable de tratamiento es endógena, tema que se profundizará más adelante. En el análisis empírico se utilizan microdatos y se explota la mayor variabilidad que se encuentra al detallar por municipios, e incluso por instituciones educativas.

En un principio, se emplea el tamaño del colegio como VI del grado de profesionalización docente. Se supone que colegios de mayor tamaño de planta también cuentan con mayor grado de profesionalización, pero que dicha correspondencia no afecta los resultados individuales de los alumnos. Algunas de las razones por las cuales este instrumento podría no ser válido, se darían en el caso en que, por ejemplo, padres más motivados por la educación de sus hijos puedan matricularlos en instituciones que ofrezcan un esquema más personalizado. Por esta razón, se incluye la variable *docentes por cien alumnos*, que no es más que la variable usada en la literatura internacional para dar cuenta del tamaño promedio del salón de clase. Con ello, si existen instituciones donde se provean esquemas más personalizados, se controla por dicho factor para mantener la validez del instrumento.

Al final de la sección se emplea el esquema de VI y se contrastan los resultados anteriores usando dos instrumentos distintos: el gasto público en personal educativo y la implementación del Estatuto de Profesionalización Docente del año 2002. Para el caso del gasto per cápita por municipio, la validez del instrumento depende de que este solo afecte los resultados de los estudiantes mediante su efecto sobre la contratación de docentes. El instrumento podría fallar en caso

de que los padres con mayor motivación, por propender por una mejor educación para sus hijos, migraran hacia las ciudades donde el gasto per cápita en educación fuese mayor. No obstante, hay que anotar que, según los datos del censo de 2005, es posible plantear que dicho fenómeno, si se presenta, no tiene mayor efecto sobre los resultados del ejercicio. Esto porque, según los datos disponibles, solo el 1,1% de los menores de 18 años cambiaron de ciudad de residencia por razones asociadas con el acceso a mejores oportunidades educativas.

El Nuevo Estatuto de Profesionalización Docente, que surge como respuesta a las deficiencias encontradas en la provisión de la educación pública con relación a la privada², podría fallar como instrumento si existiera una relación directa entre los resultados de Saber 11 y la contratación mediante el Nuevo Estatuto. No obstante, la justificación para incluir el grado de adopción de tal estatuto es que esta variable está relacionada con la calidad de los docentes o su grado de profesionalización, mas no directamente con los resultados de Saber 11. Hasta donde se conoce, esta nueva normativa no plantea mayores contrataciones ligadas al resultado en las pruebas Saber 11 (véase, al respecto, la Ley 1278/2002).

En las regresiones se utilizan tres indicadores que dan cuenta del nivel educativo de los docentes. Primero, se emplea el porcentaje de docentes que alcanzan al menos un nivel de formación profesional. Así mismo, se utiliza el porcentaje de profesores con posgrado y, por último, el porcentaje de docentes que tienen formación profesional o de posgrado con énfasis pedagógico. Empero, se da especial énfasis en los profesores que culminan posgrado, por dos razones: primero, esos son los tipos de docentes con los cuales las VI tienen mayor relevancia, de acuerdo con lo planteado en el marco metodológico; segundo, las otras categorías (profesionales y pedagogos) no presentan gran variabilidad. Esto quiere decir que la mayoría de los colegios tienen alto porcentaje de profesores profesionales, los cuales han estudiado una carrera afín a la pedagogía. De todas formas, para efectos de comparación los resultados de profesionales y pedagogos se presentan en los anexos del documento.

² Los resultados de los colegios públicos presentaban una brecha que, de acuerdo con las investigaciones al respecto, obedecía a la forma como operaban los colegios públicos y los incentivos prevalecientes en estos (Gaviria y Barrientos, 2001; Núñez *et al.*, 2002). Con la reforma introducida en el Decreto Ley 1278/2002, se logró aumentar los requisitos para ingresar a la carrera docente, además de reglamentar períodos de prueba, y la modificación de las cláusulas para obtener ascensos. Ello introdujo un nuevo mecanismo de incentivos que se esperaba, haya redundado en la profesionalización de los docentes y en la calidad de la enseñanza impartida.

4.1 IMPACTO SOBRE LOS RESULTADOS ACADÉMICOS DE LOS ESTUDIANTES

A continuación se busca medir el impacto del nivel educativo de la planta docente y, en particular, del porcentaje de docentes con posgrado, sobre el desempeño académico de los alumnos. Para esto se usan las variables de institución y municipio ya mencionadas, y además se incorpora un conjunto de covariantes del estudiante y de la familia: la edad, el género, el área en que habita (1 si es rural), la pertenencia a grupos étnicos, el número de integrantes del hogar, la situación laboral del estudiante, la educación de la madre, el ingreso del hogar, el valor de la pensión escolar, el ingreso inferior a un salario mínimo mensual legal vigente (SMMLV) y el no pago de pensión. Se mide el desempeño individual con el promedio de los siete componentes básicos de las pruebas Saber 11 de 2009. También, se replican los ejercicios con los resultados en las pruebas de matemáticas y lenguaje para evaluar la robustez de los resultados.

En todas las regresiones se estiman errores corregidos por efectos *cluster* por sede/jornada, ya que los datos de los estudiantes están anidados en los colegios y estos, a su vez, en los municipios. Cabe anotar que, para el análisis de regresión, el anidamiento de los datos puede traer problemas por cuanto las observaciones no son independientes, pero estos inconvenientes son principalmente asociados a la eficiencia de los estimadores. En este documento nos interesa corregir los posibles sesgos que existen a causa de la endogeneidad entre la calidad de los colegios y el grado de profesionalización de los maestros. Aunque las interacciones entre diferentes niveles no se logran capturar con un modelo MCO, en la literatura aplicada se ha mostrado que en un modelo de regresión simple con dos niveles de anidamiento, por ejemplo, las estimaciones por MCO no difieren sustancialmente de las de un modelo multinivel, pero los errores estándar del último son mucho más amplios. La corrección de errores estándar por métodos de *cluster* es una buena aproximación para obtener inferencia confiable (Bickel, 2007).

Para iniciar, se presentan los resultados que se obtendrían al estimar el modelo por MCO. En el Cuadro 3 se muestran los resultados de estas estimaciones, usando el promedio obtenido por los estudiantes en las pruebas básicas en las instituciones oficiales y no oficiales. Como puede verse, el nivel educativo de los docentes tiene una relación directa con el desempeño de los alumnos, pues el porcentaje de profesores con posgrado muestra un signo positivo. Este resultado se mantiene si se miran otros niveles de profesionalización de los docentes, siendo ligeramente inferior el coeficiente en el caso de los educadores profesionales con formación pedagógica, que alcanza un coeficiente de 0,02% (ecuación 2 en el Anexo 3). De la misma manera, son mejores los resultados de los educandos de instituciones no oficiales, de jornada completa, no mixtos, con mayor número de personal médico por alumno y que presentan el examen en marzo.

CUADRO 3. ESTIMACIONES POR MCO DEL IMPACTO DEL NIVEL EDUCATIVO DE LOS DOCENTES SOBRE EL PUNTAJE PROMEDIO DE LAS PRUEBAS SABER 11 EN TODAS LAS INSTITUCIONES, 2009

	VARIABLE DEPENDIENTE: LOGARITMO DEL PUNTAJE PROMEDIO	COEFICIENTE	ERROR ESTÁNDAR
Institución	Porcentaje de docentes con posgrado	0,0003 ***	(0,000)
	Docentes por cien alumnos	-0,000	(0,000)
	No oficial	0,017 ***	(0,003)
	Jornada completa	0,016 ***	(0,002)
	Examen en marzo	0,011 ***	(0,003)
	Género mixto	-0,021 ***	(0,003)
	Directivos por cien alumnos	-0,000	(0,000)
	Consejeros por cien alumnos	-0,004 **	(0,002)
	Personal médico por cien alumnos	0,012 ***	(0,004)
Tutores por cien alumnos	-0,003 *	(0,002)	
Municipio	Certificado	0,000	(0,003)
	Población (en miles)	0,000	(0,000)
	Porcentaje urbano	-0,000 ***	(0,000)
	Porcentaje de NBI	-0,000 ***	(0,000)
	Porcentaje de analfabetismo	-0,000 *	(0,000)
	Porcentaje de homicidios	-0,000 ***	(0,000)
	Desempeño fiscal	0,001 ***	(0,000)
Individuo	Rural	-0,012 ***	(0,001)
	Edad	-0,009 ***	(0,000)
	Mujer	-0,021 ***	(0,001)
	Afro	-0,039 ***	(0,003)
	Indígena	-0,007 ***	(0,002)
	Integrantes de la familia	-0,002 ***	(0,000)
	Estudiante que trabaja	-0,008 ***	(0,001)
Educación de la madre	Primaria	0,003	(0,002)
	Secundaria	0,012 ***	(0,002)
	Técnico	0,039 ***	(0,002)
	Profesional	0,045 ***	(0,002)
	Posgrado	0,068 ***	(0,003)

CUADRO 3. ESTIMACIONES POR MCO DEL IMPACTO DEL NIVEL EDUCATIVO DE LOS DOCENTES SOBRE EL PUNTAJE PROMEDIO DE LAS PRUEBAS SABER 11 EN TODAS LAS INSTITUCIONES, 2009 (CONTINUACIÓN)

VARIABLE DEPENDIENTE: LOGARITMO DEL PUNTAJE PROMEDIO		COEFICIENTE	ERROR ESTÁNDAR
Ingreso del hogar (SMMLV)	Entre 1 y 2	0,006 ***	(0,001)
	Entre 2 y 3	0,019 ***	(0,001)
	Entre 3 y 5	0,031 ***	(0,001)
	Entre 5 y 7	0,041 ***	(0,003)
	Entre 7 y 10	0,052 ***	(0,003)
	10 o más	0,074 ***	(0,004)
Valor pensión (miles de pesos)	Menos de 90	0,004 *	(0,002)
	Entre 90 y 120	0,004	(0,003)
	Entre 120 y 150	0,012 ***	(0,003)
	Entre 150 y 250	0,025 ***	(0,004)
	Más de 250	0,059 ***	(0,005)
Constante	3,954 ***	(0,013)	

Notas: 1. ***, ** y * denotan significancia estadística al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

2. Tamaño de muestra: 211.389 individuos, 4.179 *clusters*.

Fuentes: Icfes (prueba Saber 11, 2009) y DANE (Formulario C-600); cálculos de los autores.

Entre los factores que indican un mejor resultado por municipio están las menores tasas de urbanización, pobreza, analfabetismo, homicidio y el mejor desempeño fiscal. En cuanto al individuo y la familia, se observan resultados mejores entre quienes habitan en zonas urbanas y son hombres jóvenes que no pertenecen a ninguna minoría, no trabajan y cuya familia es poco numerosa y cuenta con mayor capital humano y físico. Los resultados son relativamente similares cuando se comparan con los de las pruebas de matemáticas y lenguaje, presentados en el Anexo 1. Entre las diferencias, vale la pena mencionar que el efecto del nivel educativo de los docentes es mayor en matemáticas que en el promedio y que en lenguaje. Este último resultado es compatible con la evidencia empírica mostrada por Rockoff (2004).

Aunque en gran parte de los resultados mostrados el modelo de MCO muestra deducciones coherentes, dados los problemas de endogeneidad mencionados, dichos resultados pueden estar sesgados, por lo que en los siguientes ejercicios se emplean regresiones por VI³. Las regresiones por VI se estiman por el método general de momentos en dos etapas, que generan estimadores eficientes en

³ Todas las regresiones y pruebas se hacen con el módulo *ivreg2* de Stata (Baum, Schaffer y Stillman, 2010).

presencia de errores *cluster*⁴. Junto con los coeficientes y sus respectivas pruebas de significancia individual, se reportan tres pruebas de especificación: la primera es la de Hausman de endogeneidad del tratamiento⁵. Las otras dos son las Chi y F de Angrist y Pischke de instrumentos excluidos, que contrastan la identificación (instrumentos relevantes) y la debilidad de los instrumentos, respectivamente⁶.

La primera alternativa que se explora, es tomar el número de matriculados en los niveles educativos de secundaria y media como variable instrumental. Se supone que el número de estudiantes matriculados, que es una *proxy* del tamaño de la institución, está positivamente relacionado con el nivel de calificación de los docentes (por economías de escala, por ejemplo) pero no afecta de manera directa el desempeño de los estudiantes. Este instrumento se ha empleado previamente en la literatura (Gaviria y Barrientos, 2001).

Como puede verse en el Cuadro 4, en los resultados de la primera etapa el número de estudiantes tiene un efecto positivo y significativo, y con las pruebas F y Chi se observa que se trata de un instrumento relevante, pues se rechaza la hipótesis de que el instrumento no está relacionado con la variable endógena. Además, aquel es robusto por cuanto en todas las especificaciones dicha conclusión se mantiene (Anexo 4). Lo anterior también es consistente con lo observado por institución (Galvis y Bonilla, 2014). En cuanto a los demás coeficientes para institución y municipio, lo que se puede decir es que, en términos generales, los resultados se mantienen, aun cuando al incluir covariantes de alumno y familia algunas variables pierden significancia estadística. Por ejemplo, las instituciones no oficiales siguen mostrando importantes desventajas en todas las medidas de educación de los docentes y, en el caso de la jornada completa, el coeficiente es negativo, pero solo es significativo en el porcentaje de docentes con posgrado y profesionales con formación pedagógica. En cuanto a las variables de individuo y familia, tienen mayor acceso a docentes preparados aquellos que habitan en zonas urbanas, son mujeres y cuyas familias tienen mayor capital humano y físico. Llama la atención que en el caso de los docentes con formación pedagógica los estudiantes afrodescendientes tengan mayor porcentaje de docentes preparados.

4 Además, para obtener matrices de varianza-covarianza de rango completo, se “parcializa” la constante, razón por la cual su coeficiente no se reporta. Para mayores detalles véase Nichols y Schaffer (2007) y Baum, Schaffer y Stillman (2010).

5 Gibbons y Serrato (2010) muestran que la hipótesis nula de la prueba de Hausman es que el efecto promedio del tratamiento (LATE, por su sigla en inglés) es igual al efecto promedio del tratamiento (ATE, por su sigla en inglés). Si se rechaza la hipótesis nula se verifica que el tratamiento es endógeno. No rechazar la prueba, sin embargo, no implica exogeneidad del tratamiento.

6 La hipótesis nula de las pruebas son subidentificación e instrumentos débiles, respectivamente. Para mayores detalles acerca de las pruebas véase Angrist y Pischke (2009).

CUADRO 4. ESTIMACIONES POR VI DEL IMPACTO DEL NIVEL EDUCATIVO DE LOS DOCENTES SOBRE EL PUNTAJE PROMEDIO DE LAS PRUEBAS SABER 11 DE LOS ALUMNOS, TODAS LAS INSTITUCIONES, 2009

		PRIMERA ETAPA		SEGUNDA ETAPA	
	Estudiantes matriculados	0,008 ***	(0,002)		
	Porcentaje de docentes con posgrado (estimado)			0,002 ***	(0,000)
	No oficial	-32,520 ***	(2,081)	0,085 ***	(0,017)
	Docentes por cien alumnos	-0,059	(0,141)	0,000	(0,000)
	Jornada completa	-3,914 ***	(1,449)	0,025 ***	(0,004)
Institución	Examen en marzo	-1,427	(1,738)	0,014 ***	(0,004)
	Género mixto	-1,889	(2,676)	-0,016 **	(0,006)
	Directivos por cien alumnos	0,157	(0,204)	-0,000	(0,001)
	Consejeros por cien alumnos	2,799 **	(1,239)	-0,009 ***	(0,004)
	Personal médico por cien alumnos	0,380	(2,199)	0,011 *	(0,006)
	Tutores por cien alumnos	1,000	(1,248)	-0,005 **	(0,002)
	Certificado	2,395	(1,973)	-0,005	(0,005)
	Población (en miles)	-0,001 ***	(0,000)	0,000 **	(0,000)
	Porcentaje urbano	-0,128 ***	(0,036)	0,000	(0,000)
Municipio	Porcentaje de NBI	-0,268 ***	(0,067)	0,000	(0,000)
	Porcentaje de analfabetismo	-0,553 **	(0,215)	0,001	(0,001)
	Porcentaje de homicidios	-0,097 ***	(0,015)	0,000	(0,000)
	Desempeño fiscal	-0,319 ***	(0,095)	0,001 ***	(0,000)
	Rural	-4,729 ***	(0,727)	-0,002	(0,003)
	Edad	-0,208 *	(0,106)	-0,008 ***	(0,000)
	Mujer	0,662 *	(0,343)	-0,022 ***	(0,001)
Individuo	Afro	0,870	(2,596)	-0,041 ***	(0,006)
	Indígena	-1,096	(1,579)	-0,004	(0,004)
	Integrantes de la familia	-0,277 ***	(0,059)	-0,002 ***	(0,000)
	Estudiante que trabaja	0,573	(0,560)	-0,008 ***	(0,002)
	Primaria	0,748	(0,800)	0,001	(0,003)
	Secundaria	1,605 *	(0,829)	0,009 ***	(0,003)
Educación de la madre	Técnico	2,490 ***	(0,926)	0,033 ***	(0,003)
	Profesional	4,293 ***	(0,911)	0,036 ***	(0,004)
	Posgrado	6,264 ***	(1,024)	0,055 ***	(0,005)

CUADRO 4. ESTIMACIONES POR VI DEL IMPACTO DEL NIVEL EDUCATIVO DE LOS DOCENTES SOBRE EL PUNTAJE PROMEDIO DE LAS PRUEBAS SABER 11 DE LOS ALUMNOS, TODAS LAS INSTITUCIONES, 2009
(CONTINUACIÓN)

		PRIMERA ETAPA		SEGUNDA ETAPA	
Ingreso del hogar (SMMLV)	Entre 1 y 2	-0,129	(0,495)	0,006 ***	(0,001)
	Entre 2 y 3	0,484	(0,625)	0,017 ***	(0,002)
	Entre 3 y 5	1,406 *	(0,719)	0,028 ***	(0,002)
	Entre 5 y 7	1,559 *	(0,885)	0,037 ***	(0,003)
	Entre 7 y 10	2,117 **	(1,000)	0,047 ***	(0,003)
	10 o más	3,848 ***	(1,351)	0,065 ***	(0,005)
Valor de la pensión (miles de pesos)	Menos de 90	7,065 ***	(1,248)	-0,010 **	(0,005)
	Entre 90 y 120	3,488 *	(1,816)	-0,003	(0,005)
	Entre 120 y 150	-0,117	(1,804)	0,010 **	(0,005)
	Entre 150 y 250	-0,266	(2,375)	0,024 ***	(0,006)
	Más de 250	2,381	(1,964)	0,054 ***	(0,006)
Constante		89,670 ***	(7,931)		
Chi instrumentos		13,21 ***			
F instrumentos		13,20***			
Hausman				48,291 ***	

Notas: 1. ***, ** y * denotan significancia estadística al 1%, 5% y 10%, respectivamente. Errores estándar entre paréntesis.

2. En negrilla aparece la predicción de la variable dependiente de la primera etapa. Tamaño de la muestra: 211.389 individuos, 4.179 clusters.

Fuentes: Icfes (prueba Saber 11, 2009) y DANE (formulario C-600); cálculos de los autores.

En el Cuadro 4 también se muestran los resultados de la segunda etapa de la estimación por VI. Lo primero que debe decirse es que las pruebas de Hausman señalan que el nivel educativo de los docentes es efectivamente endógeno. Al revisar los coeficientes de los profesores con posgrado, se encuentra que es positivo y significativo: aumentar en 1 pp la participación de este nivel de profesionalización docente mejora en 0,2% los resultados en el promedio de la prueba Saber 11. Para los docentes profesionales y con formación pedagógica el impacto frente a un cambio similar es de 1,1%, y 0,6%, respectivamente (Anexo 4). El que estos coeficientes sean mayores que los de MCO implica que en el agregado priman los sesgos negativos. En cuanto a los demás coeficientes, aparte de que pierden importancia algunas de las variables municipales, hay pocos cambios con respecto a las regresiones con MCO (Cuadro 3). Por otro lado, comparando con las pruebas específicas, se encuentra que el impacto sobre matemáticas es mayor al

del promedio, mientras que el de lenguaje es menor, lo cual es consistente con los resultados encontrados en la literatura internacional (Anexo 2).

A primera vista dichos efectos parecieran tener poca significancia en cuanto a su magnitud, pero es importante tener en cuenta las unidades en las que se están midiendo, pues la variable dependiente es el logaritmo del puntaje obtenido, en promedio, en matemáticas y en lenguaje. Para evitar el problema que surge en la comparación con los puntos absolutos obtenidos en la prueba, una alternativa comúnmente usada en la literatura internacional es medir el impacto de un cambio en la composición de la planta docente medido en términos de desviaciones estándar. Para este efecto, considerando que la desviación estándar de la variable *docentes con posgrado* es 27,08, y la desviación estándar de la variable dependiente es 0,11 (Cuadro 1), se puede plantear que un aumento en una desviación estándar en el porcentaje de docentes con posgrado, tiene un impacto de 0,54 desviaciones estándar en el promedio de la prueba Saber 11. Los mismos cálculos para el caso de matemáticas y lenguaje muestran valores iguales a 0,41 y 0,32 desviaciones estándar, respectivamente. Una vez se obtienen los resultados en términos de desviaciones estándar, la comparación con los hallazgos en el contexto internacional se hace más expedita. Por ejemplo, Goldhaber *et al.* (2010) encuentran que un aumento de una desviación estándar en la efectividad de los profesores, como *proxy* de su calidad, tiene un efecto positivo de 0,18 desviaciones estándar en el rendimiento en matemáticas de los estudiantes. Por otro lado, Schochet y Chiang (2010) reportan que un estudiante puede ganar hasta una desviación estándar en matemáticas con cada grado adicional en la enseñanza escolar. Finalmente, Hoxby y Murarka (2009) encuentran que el efecto de asistir a una institución de alta calidad, frente a una de baja, puede alcanzar 0,09 desviaciones estándar por año de enseñanza en matemáticas. Así, los efectos aquí presentados, mirados en contexto, no son nada despreciables.

En el Cuadro 5 se estiman los mismos modelos de MCO y VI dividiendo la muestra entre alumnos de instituciones oficiales y no oficiales. Lo primero que se halla es que, en ambos casos, la relación entre el número de estudiantes matriculados y el nivel educativo de los docentes es importante, pues se rechazan las hipótesis en las pruebas Chi y F, y se obtienen coeficientes significativos al 1%. Con el impacto estimado por VI del nivel educativo de los docentes sobre los resultados en las pruebas, se encuentra que, para el caso de los ejercicios, empleando el porcentaje de docentes profesionales y con formación en pedagogía, estos resultados no se corroboran (Anexo 5). Cabe anotar que el porcentaje de profesionales y con formación en pedagogía tiene poca variabilidad en la muestra, pues en su mayoría las instituciones cuentan con docentes que poseen este grado de formación. Por ello, en este tipo de profesionales los resultados no son tan relevantes, como sí lo son para los que alcanzan posgrado.

CUADRO 5. ESTIMACIONES POR MCO Y VI DEL IMPACTO DEL NIVEL EDUCATIVO DE LOS DOCENTES SOBRE LAS PRUEBAS SABER 11, INSTITUCIONES OFICIALES Y NO OFICIALES, 2009

A. VI (PRIMERA ETAPA) (PORCENTAJE DE DOCENTES)			
No oficial	Estudiantes matriculados	0,005 **	(0,002)
	Chi	4,70 **	
	F	4,76 **	
Oficial	Estudiantes matriculados	0,009 ***	(0,003)
	Chi	9,72 ***	
	F	9,71 ***	
B. MCO y VI (SEGUNDA ETAPA) (LOGARITMO DEL PUNTAJE PROMEDIO)			
No oficial	MCO	0,000 ***	(0,000)
	VI (2)	0,005 ***	(0,002)
	Hausman	23,19 ***	
Oficial	MCO	0,000 ***	(0,000)
	VI (2)	0,002 ***	(0,000)
	Hausman	30,92 ***	
(LOGARITMO DEL PUNTAJE EN MATEMÁTICAS)			
No oficial	MCO	0,000 ***	(0,000)
	VI (2)	0,009 ***	(0,004)
	Hausman	29,08 ***	
Oficial	MCO	0,000 ***	(0,000)
	VI (2)	0,003 ***	(0,001)
	Hausman	27,91 ***	
(LOGARITMO DEL PUNTAJE EN LENGUAJE)			
No oficial	MCO	0,000 ***	(0,000)
	VI (2)	0,003 ***	(0,001)
	Hausman	14,27 ***	
Oficial	MCO	0,000 ***	(0,000)
	VI (2)	0,002 ***	(0,001)
	Hausman	20,82 ***	

Notas: 1. ***, ** y * denotan significancia estadística al 1%, 5% y 10%, respectivamente. Errores estándar en paréntesis.

2. Tamaños de la muestra: 45.642 individuos y 2.929 *clusters* en instituciones oficiales y 165.747 individuos y 1.250 *clusters* en no oficiales. Las regresiones incluyen los demás controles presentados en el Cuadro 4, pero para simplificar no se reportan aquí.

Fuentes: Icfes (prueba Saber 11, 2009) y DANE (formulario C-600); cálculos de los autores.

Cuando se comparan los coeficientes de VI significativos con los respectivos coeficientes de MCO, se tiene que tanto en colegios oficiales como en no oficiales son mayores, lo que significa que en ambos tipos de instituciones priman los sesgos negativos. En cuanto a las diferencias entre los tipos de instituciones, se encuentra que la relación entre el número de alumnos y el nivel educativo de los docentes es mayor en los oficiales; mientras que en el impacto de la educación de los docentes sobre los resultados de los estudiantes sobresalen los no oficiales. Finalmente, el impacto sobre el puntaje en matemáticas continúa siendo el más importante, seguido del promedio y lenguaje.

4.2 INSTRUMENTOS ALTERNATIVOS: INVERSIÓN EN PERSONAL Y ESTATUTO DOCENTE

En Galvis y Bonilla (2014), quienes hacen un análisis de institución educativa, se muestra que los recursos financieros con que cuentan los establecimientos oficiales son un factor que parcialmente explica las disparidades en la dotación de docentes capacitados entre los municipios del país. A continuación, se utiliza el esquema de VI para evaluar este resultado (Cuadro 6), empleando datos de los estudiantes. Para esto se incluye al gasto municipal en personal educativo por alumno como variable instrumental del nivel educativo de los docentes. Se parte del supuesto de que la inversión en personal educativo no incide directamente sobre los resultados de los estudiantes, pero sí está relacionada con el nivel de educación de los docentes.

Los resultados indican que el gasto en personal educativo tiene siempre un efecto positivo sobre el nivel educativo de los docentes, siendo mucho más alto en el caso de docentes con posgrado, lo cual es consistente con los resultados de Galvis y Bonilla (2014). Por otro lado, se encuentra que en las regresiones del promedio de las pruebas y en las de matemáticas, los coeficientes son positivos y significativos, mientras que en las de lenguaje no parece haber impacto. En las regresiones en que se obtienen coeficientes significativos el sesgo sigue siendo negativo, pero mucho menor al encontrado en las regresiones con un único instrumento. Incluso, las pruebas de Hausman indican que no hay diferencia entre el estimador de MCO y el de VI, lo que implica que el impacto es igualmente válido en instituciones donde el nivel educativo de los docentes no se ve afectado por el tamaño o el gasto⁷.

⁷ Recuérdese que no rechazar la prueba de Hausman no implica que el tratamiento sea exógeno —para mayor detalle véase Gibbons y Serrato (2010)—.

CUADRO 6. ESTIMACIONES POR MCO Y VI DEL IMPACTO DEL NIVEL EDUCATIVO DE LOS DOCENTES SOBRE LAS PRUEBAS SABER 11 EN INSTITUCIONES OFICIALES, INCLUYENDO EL GASTO MUNICIPAL EN PERSONAL EDUCATIVO COMO INSTRUMENTO, 2009

A. VI (PRIMERA ETAPA) (PORCENTAJE DE DOCENTES CON POSGRADO)		
Estudiantes matriculados	0,008 ***	(0,003)
Gasto en personal	2,351 ***	(0,275)
Chi	92,10 ***	
F	46,02 ***	
B. VI (SEGUNDA ETAPA) (LOGARITMO DEL PUNTAJE PROMEDIO)		
MCO	0,000 ***	(0,000)
VI (2)	0,000 ***	(0,000)
Hausman	1,013	
(LOGARITMO DEL PUNTAJE EN MATEMÁTICAS)		
MCO	0,000 ***	(0,000)
VI (2)	0,001 **	(0,000)
Hausman	0,550	
(LOGARITMO DEL PUNTAJE EN LENGUAJE)		
MCO	0,000 ***	(0,000)
VI (2)	-0,000	(0,000)
Hausman	8,830 ***	

Notas: 1. ***, ** y * denotan significancia estadística al 1%, 5% y 10%, respectivamente. Errores estándar en paréntesis.

2. Tamaño de la muestra: 164.767 individuos y 2.911 *clusters*. Las regresiones incluyen los demás controles presentados en el Cuadro 4, pero para simplificar no se reportan aquí.

Fuentes: Icfes (prueba Saber 11, 2009) y DANE (formulario C-600); cálculos de los autores.

En el siguiente ejercicio (Cuadro 7) se corren las regresiones con el gasto en personal educativo como instrumento, dividiendo la muestra de las instituciones oficiales entre aquellas que se encuentran en municipios certificados (que tienen secretaría de educación propia) y no certificados (que dependen de la secretaría departamental respectiva). Lo que se evidencia es que el gasto en personal docente está positivamente relacionado con el nivel educativo de estos, tanto en los municipios certificados como en los no certificados. En estos últimos no es significativo el efecto del número de estudiantes matriculados. Nótese, además, que en el caso de los certificados, la magnitud del coeficiente de gasto en la primera etapa aumenta de manera importante. Por ejemplo, en el caso de docentes con posgrado, este pasa de 2,3 pp en el conjunto de las instituciones oficiales, a 7,3 pp en los certificados. Para el caso de los docentes profesionales y con formación pedagógica, no se encuentran resultados significativos en los no certificados, y en los certificados,

el gasto es significativo en el caso de los docentes con formación pedagógica, y solo marginalmente en los profesionales (Anexo 7, panel A).

CUADRO 7. ESTIMACIONES POR MCO Y VI DEL IMPACTO DEL NIVEL EDUCATIVO DE LOS DOCENTES SOBRE LAS PRUEBAS SABER 11 EN INSTITUCIONES OFICIALES, INCLUYENDO EL GASTO MUNICIPAL EN PERSONAL EDUCATIVO, MUNICIPIOS CERTIFICADOS Y NO CERTIFICADOS, 2009

A. VI (PRIMERA ETAPA)			
(PORCENTAJE DE DOCENTES CON POSGRADO)			
Certificado	Estudiantes matriculados	0,007 **	(0,003)
	Gasto en personal	7,344 ***	(0,553)
	Chi	192,34 ***	
	F	96,07 ***	
No certificado	Estudiantes matriculados	0,013 ***	(0,004)
	Gasto en personal	0,896 ***	(0,332)
	Chi	20,25 ***	
	F	10,11 ***	
B. MCO Y VI (SEGUNDA ETAPA)			
(LOGARITMO DEL PUNTAJE PROMEDIO)			
Certificado	MCO	0,000 ***	(0,000)
	VI (2)	0,001 ***	(0,000)
	Hausman	21,39 ***	
No certificado	MCO	0,000 ***	(0,000)
	VI (2)	0,000	(0,000)
	Hausman	0,00	
(LOGARITMO DEL PUNTAJE EN MATEMÁTICAS)			
Certificado	MCO	0,000 ***	(0,000)
	VI (2)	0,001 ***	(0,000)
	Hausman	10,51 ***	
No certificado	MCO	0,001 ***	(0,000)
	VI (2)	0,001	(0,001)
	Hausman	0,25	
(LOGARITMO DEL PUNTAJE EN LENGUAJE)			
Certificado	MCO	0,000 ***	(0,000)
	VI (2)	0,000 ***	(0,000)
	Hausman	5,59 **	
No certificado	MCO	0,000 ***	(0,000)
	VI (2)	-0,000	(0,000)
	Hausman	4,69 **	

Notas: 1. ***, ** y * denotan significancia estadística al 1%, 5% y 10%, respectivamente. Errores estándar en paréntesis.

2. Tamaño de la muestra: 101.361 individuos y 1.399 clusters en municipios certificados, y 63.406 individuos y 1.530 clusters en los no certificados. Las regresiones incluyen los demás controles presentados en el Cuadro 4, pero para simplificar no se reportan aquí.

Fuentes: Icfes (prueba Saber 11, 2009) y DANE (formulario C-600); cálculos de los autores.

Pasando al impacto sobre los resultados en las pruebas estandarizadas (Cuadro 7, panel B), se encuentra que en los municipios certificados este es positivo y significativo, mientras que en los no certificados es estadísticamente igual a cero. En los municipios certificados la magnitud del impacto también supera a la estimada para el conjunto de las instituciones oficiales: un aumento de 1 pp en el porcentaje de docentes profesionales (que es la variable con mayor impacto) genera un aumento de 1% en el promedio, 1,5% en matemáticas y 0,08% en lenguaje. También en este grupo crece el sesgo negativo, y las pruebas de Hausman indican que el instrumento es endógeno.

En síntesis, en los municipios certificados hay una mayor relación entre el gasto público en personal educativo y el nivel educativo de los docentes y este, a su vez, tiene un impacto positivo y significativo sobre los resultados de los alumnos. En contraste, en los municipios no certificados este tipo de gasto está relacionado con una menor formación de los docentes, la cual no tiene ningún efecto sobre los resultados en las pruebas. En este caso podría afirmarse que la descentralización en el manejo de los recursos favorece a los municipios certificados, contrario a los no certificados, que generalmente, son municipios pequeños y menos prósperos.

Usando un modelo de VI, en el último ejercicio se busca evaluar si la aplicación del Nuevo Estatuto de Profesionalización Docente de 2002, cuya principal motivación era modificar el esquema de incentivos de los docentes con el fin de mejorar la calidad, ha tenido efectos positivos sobre el nivel educativo de los docentes y, de manera indirecta, sobre los resultados académicos de los estudiantes. Para esto, se explota la variabilidad que surge del hecho de que tal estatuto no se ha adoptado de manera homogénea en todas las instituciones oficiales del país. En otras palabras, la estrategia de identificación consiste en que no todos los colegios han contratado profesores cobijados por el Nuevo Estatuto y, además, suponiendo que el porcentaje de docentes regidos por tal normatividad no afecta los resultados de la calidad educativa de manera directa, sino mediante su efecto sobre la profesionalización docente.

Para las regresiones siguientes se toma el porcentaje de docentes de la institución que se rigen por el Nuevo Estatuto como instrumento de su nivel educativo. La validez de esta variable para instrumentar la profesionalización docente se evalúa en Galvis y Bonilla (2014); no obstante, en los ejercicios econométricos siguientes se presentan los resultados de la primera etapa del modelo, empleando los microdatos para corroborar dicha validez.

Como se mencionó, se supone que el Nuevo Estatuto no afecta de manera directa el rendimiento de los alumnos, pero sí lo hace mediante el nivel educativo de los docentes. En el Cuadro 8 se presentan los resultados de dos especificaciones diferentes del modelo: en la primera se tienen dos instrumentos (número de estudiantes matriculados e incidencia del Nuevo Estatuto) y en la segunda, se agrega el gasto en personal educativo como un tercer instrumento.

CUADRO 8. ESTIMACIONES POR MCO Y VI DEL IMPACTO DEL NIVEL EDUCATIVO DE LOS DOCENTES SOBRE LAS PRUEBAS SABER 11 EN INSTITUCIONES OFICIALES, INCLUYENDO COMO INSTRUMENTOS LA INCIDENCIA DEL NUEVO ESTATUTO Y EL GASTO MUNICIPAL EN PERSONAL EDUCATIVO, 2009

A. VI (PRIMERA ETAPA) (PORCENTAJE DOCENTES CON POSGRADO)			
2 instrumentos	Estudiantes matriculados	0,006 **	(0,003)
	Porcentaje de docentes en Nuevo Estatuto	-0,451 ***	(0,032)
	Chi	205,52 ***	
	F	102,70 ***	
3 instrumentos	Estudiantes matriculados	0,005 **	(0,002)
	Porcentaje de docentes en Nuevo Estatuto	-0,437 ***	(0,032)
	Gasto en personal educativo	2,163 ***	(0,262)
	Chi	295,82 ***	
	F	98,55 ***	
B. VI (SEGUNDA ETAPA) (LOGARITMO DEL PUNTAJE PROMEDIO)			
2 instrumentos	MCO	0,000 ***	(0,000)
	VI	0,001 ***	(0,000)
	Hausman	26,07 ***	
3 instrumentos	VI	0,001 ***	(0,000)
	Hausman	13,627 ***	
(LOGARITMO DEL PUNTAJE EN MATEMÁTICAS)			
2 instrumentos	MCO	0,000 ***	(0,000)
	VI	0,001 ***	(0,000)
	Hausman	14,818 ***	
3 instrumentos	VI	0,001 ***	(0,000)
	Hausman	6,096 **	
(LOGARITMO DEL PUNTAJE EN LENGUAJE)			
2 instrumentos	MCO	0,000 ***	(0,000)
	VI	0,001 ***	(0,000)
	Hausman	17,314 ***	
3 instrumentos	VI	0,000 ***	(0,000)
	Hausman	1,023	

Notas: 1. ***, ** y * denotan significancia estadística al 1%, 5% y 10%, respectivamente. Errores estándar en paréntesis.

2. Tamaño de la muestra: 164.767 individuos y 2.911 clusters. Las regresiones incluyen los demás controles presentados en el Cuadro 4, pero para simplificar no se reportan aquí.

Fuentes: Icfes (prueba Saber 11, 2009) y DANE (Formulario C-600); cálculos de los autores.

Lo primero que debe señalarse es que la relación entre el Nuevo Estatuto de Profesionalización Docente y el nivel educativo de los profesores es negativa en docentes con posgrado (-0,45) y profesionales con formación pedagógica (-0,14) y no significativa en el caso de profesionales o más. Como se mencionó en Galvis y Bonilla (2014), este resultado puede obedecer a que las instituciones donde se han contratado más profesores con el Nuevo Estatuto sean las que tienen menos dotación de maestros profesionalizados, o que están más rezagadas en este indicador.

Finalmente, el impacto de la profesionalización docente sobre el desempeño en las pruebas Saber 11 es positivo y significativo. Además, las pruebas de Hausman indican que el tratamiento es endógeno. Cuando se emplean dos instrumentos, la magnitud del impacto es sistemáticamente mayor a la encontrada en los ejercicios anteriores; sin embargo, al introducir el tercer instrumento el sesgo tiende a reducirse y los resultados son similares a los de las regresiones en las que los instrumentos eran el número de estudiantes y el gasto en personal educativo.

5. DISCUSIÓN

El presente estudio sobre la calidad de la educación escolar ha tenido por objetivo medir la importancia del nivel de formación académica de los docentes en el proceso educativo y evaluar su impacto en el rendimiento de los alumnos en las pruebas estandarizadas. Lo que se halla es que, incluso controlando los efectos asociados con características individuales, del contexto familiar, de los colegios y del municipio, y corrigiendo eventuales problemas de endogeneidad, el grado de profesionalización docente tiene un impacto positivo sobre el desempeño en las pruebas estandarizadas Saber 11.

En una primera aproximación, por medio de MCO se encuentra que el nivel de profesionalización de los docentes tiene un impacto positivo, aunque bajo, sobre el desempeño de los estudiantes en la prueba Saber 11. El efecto es distinto cuando se analizan los resultados de matemáticas y lenguaje, siendo el nivel educativo del docente más importante para la primera materia. Con el fin de corregir posibles problemas de endogeneidad, que pueden sesgar los resultados por MCO, se utilizó el número de matriculados en los niveles educativos de secundaria y media como variable instrumental. En la primera etapa, donde se observa el efecto de las diferentes variables, incluyendo la instrumental sobre el grado de profesionalización docente, los resultados prácticamente se mantienen con respecto a los de MCO. En la segunda etapa, se comprueba la endogeneidad de la variable *nivel educativo de los docentes* y su impacto positivo en el puntaje promedio de matemáticas y lenguaje (especialmente en la segunda). Ahora bien, cuando se divide la muestra por carácter de colegio, se concluye que la planta docente tiene mayor nivel educativo en los colegios oficiales, pero el impacto

que ello tiene sobre el rendimiento en la prueba Saber 11 es mucho menor que en los privados.

En un segundo análisis, donde solo se toman instituciones oficiales, se incluye como variable instrumental el gasto municipal en personal educativo por alumno, encontrando no solo que el instrumento es relevante, sino además, que con su inclusión, el nivel de educación de los docentes no tiene influencia en el rendimiento de los educandos en la prueba de lenguaje, pero sí en el puntaje promedio y en el de matemáticas. Los resultados del ejercicio también muestran que hay diferencias entre municipios certificados y no certificados. Mientras que en los primeros la calificación de los docentes sí incide sobre los resultados de los estudiantes, en los segundos no. La pregunta que naturalmente surge con estos resultados es: ¿qué es lo que están haciendo mejor los municipios certificados?

En este documento no se pretende responder dicho interrogante, pero sí vale la pena formular algunas hipótesis al respecto. Lo primero que hay que anotar es que los municipios certificados son principalmente capitales departamentales, más urbanizadas y con mayores recursos que los municipios no certificados. Ello puede estar marcando una diferencia en términos no solo de los docentes que logran contratar, sino también en otro tipo de recursos complementarios al proceso educativo. Así pues, es más fácil reclutar docentes capacitados en las ciudades grandes (municipios certificados) que en los municipios más pequeños y geográficamente alejados. Además, se podría pensar que las secretarías municipales de educación logran mayor eficiencia que las departamentales, porque actúan en territorios menos extensos y diversos. Un último factor por mencionar es que existe la percepción de que hay mayor control político y ciudadano sobre el funcionamiento de las secretarías municipales de educación comparadas con las departamentales. Las dos últimas hipótesis son coherentes con los planteamientos de Stiglitz (1995) en referencia a la descentralización administrativa: reducir las distancias entre la entidad encargada de proveer los servicios y la población atendida, mejora la eficiencia en la prestación del servicio (Stiglitz, 1995; Hanushek, 1994; Hanushek, Rivkin y Taylor, 1996). Como se anotó, estas son solo algunas hipótesis que valdría la pena evaluar en posteriores trabajos de investigación.

En el último ejercicio se incluye la incidencia del Estatuto de Profesionalización Docente de 2002 como instrumento. Los resultados indican, por un lado, que la profesionalización de los docentes sigue teniendo un impacto positivo sobre las pruebas Saber 11 y, por el otro, que contrario a lo esperado, el Nuevo Estatuto tiene una relación negativa con el promedio de calificación de los docentes. En este punto hay que señalar que parte de la explicación de este resultado proviene del análisis detallado de las cifras por institución, donde lo que se evidencia es que aquellas que más experimentaban déficit en el grado de profesionalización docente, son las que en promedio han vinculado más profesores regidos por aquella normativa.

Finalmente, es importante hacer énfasis en que la calidad de los docentes no es exógena, depende, entre otras, del gasto en educación e intensidad del Nuevo Estatuto. Así mismo, las decisiones de política que afectan la calidad de los docentes, también influyen en las brechas de los resultados académicos y del bienestar futuro de los estudiantes. Por lo anterior, y dado que las dotaciones del sector educativo de las regiones son heterogéneas, dichas políticas merecen especial atención si se quieren priorizar medidas redistributivas, que tiendan a combatir las disparidades existentes en el sector educativo.

REFERENCIAS

- Angrist, J. D.; Bettinger, E.; Kremer, M. (2006). “Long-Term Educational Consequences of Secondary School Vouchers: Evidence from Administrative Records in Colombia”, *American Economic Review*, vol. 96, núm. 3, pp. 847-862.
- Angrist, J. D.; Imbens, G. W. (1995). “Average Causal Response with Variable Treatment Intensity”, NBER Technical Working Papers, núm. 127.
- Angrist, J. D.; Lavy, V. (2009). “Effects of High Stakes High School Achievement Awards: Evidence from a Randomized Trial”, *American Economic Review*, núm. 99, vol. 4, pp. 1384-1414.
- Angrist, J. D.; Pischke, J. S. (2009). *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*, Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Ashenfelter, O.; Card, D. (1985). “Using the Longitudinal Structure of Earnings to Estimate the Effect of Training Programs”, *Review of Economics and Statistics*, vol. 67, núm. 4, pp. 648-660.
- Barro, R. J. (2001). “Human Capital and Growth”, *American Economic Review*, vol. 91, núm. 2, pp. 12-17.
- Baum, C. F.; Schaffer, M. E.; Stillman, S. (2010). “Ivreg2: Stata Module for Extended Instrumental Variables/2SLS, GMM and AC/HAC, LIML and k-class Regression”, *Statistical Software Components*, S4254010, Boston College Department of Economics.
- Becker, G. S. (1993). *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*, New York: University of Chicago Press.
- Behrman, J. R.; Birdsall, N. (1983). “The Quality of Schooling: Quantity Alone is Misleading”, *The American Economic Review*, vol. 73, núm. 5, pp. 928-946.
- Bickel, R. (2007). *Multilevel Analysis for Applied Research: It's Just Regression!*, New York: Guilford Press.
- Bonilla, L. (2011). “Determinantes de las diferencias regionales en la distribución del ingreso en Colombia, un ejercicio de microdescomposición”, en L.

- Bonilla Mejía (ed.), *Dimensión regional de la desigualdad en Colombia*, Colección de Economía Regional, Banco de la República, pp. 65-120.
- Card, D. (1999). “The Causal Effect of Education on Earnings”, en O. Ashenfelter; D. Card (eds.), *Handbook of Labor Economics*, vol. 3, Elsevier: North-holland.
- Clotfelter, C. T.; Ladd, H. F.; Vigdor, J. L. (2007). “Teacher Credentials and Student Achievement: Longitudinal Analysis with Student Fixed Effects”, *Economics of Education Review*, vol. 26, núm. 6, pp. 673-682.
- Cohn, E.; Addison, J. T. (1998). “The Economic Returns to Lifelong Learning in OECD Countries”, *Education Economics*, vol. 6, núm. 3, pp. 253-307, University of South Carolina.
- Darling-Hammond, L. (2000). “Teacher Quality and Student Achievement: A Review of State Policy Evidence”, *Education Policy Analysis Archives*, vol. 8, núm. 1, pp. 1-45.
- Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE). (2007). *Colombia una nación multicultural. Su diversidad étnica* [en línea], disponible en www.dane.gov.co/files/censo2005/etnia/sys/colombia_nacion.pdf.
- Galvis, L. A.; Bonilla, L. (2014). “Desigualdades en la distribución del nivel educativo de los docentes en Colombia”, en A. Otero; A. Sánchez (eds.), *Educación y desarrollo regional en Colombia*, Colección de Economía Regional, Banco de la República, pp. 211-234 .
- Gaviria, A.; Barrientos, J. H. (2001). “Determinantes de la calidad de la educación en Colombia”, Archivos de Economía, núm. 159, Departamento Nacional de Planeación.
- Gibbons, C.; Serrato, J. C. (2010). “LATE for School: Instrumental Variables and the Returns to Education” (mimeo), University of California, Berkeley..
- Goldhaber, D.; Liddle, S.; Theobald, R.; Walch, J. (2010). “Teacher Effectiveness and the Achievement of Washington's Students in Mathematics”, CEDR working paper, núm. 2010- 6, University of Washington, Bothell, W.A.
- Hanushek, E. (1971). “Teacher Characteristics and Gains in Students Achievement: Estimation Using Micro Data”, *The American Economic Review*, vol. 61, núm. 2, pp. 280-288.
- Hanushek, E. (1997). “Assessing the Effects of School Resources on Student Performance: An Update”, *Educational Evaluation and Policy Analysis*, vol. 19, núm. 2, pp. 141-164.
- Hanushek, E. (1994). *Making Schools Work: Improving Performance and Controlling Costs*, Washington, D. C.: The Brookings Institution.
- Hanushek, E.; Kimko, D. D. (2000). “Schooling, Labor-Force Quality, and the Growth of Nations”, *American Economic Review*, vol. 90, núm. 5, pp. 1184-1208.

- Hanushek, E.; Rivkin, S. G.; Taylor, L. L. (1996). "Aggregation and the Estimated Effects of School Resources", *The Review of Economics and Statistics*, vol. 78, núm. 4, pp. 611-627.
- Hoxby, C.; Murarka, S. (2009). "Charter Schools in New York City: Who Enrolls and How They Affect their Students Achievement", working paper, núm. 14852, National Bureau of Economic Research.
- Krueger, A. B. (1999). "Experimental Estimates of Education Production Functions", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 114, núm. 2, pp. 497-532.
- Leuven, E.; Lindahl, M.; Oosterbeek, H.; Webbink, D. (2007). "The Effect of Extra Funding for Disadvantaged Students on Achievement", *Review of Economics and Statistics*, vol. 89, núm. 4, pp. 721-736.
- Londoño, J. L. (1995). *Distribución del ingreso y desarrollo económico: Colombia en el siglo XX*, Bogotá: Tercer Mundo Editores.
- López, H. (2009). "La desaceleración económica y el mercado laboral colombiano", *Lecturas en finanzas*, núm. 11, Medellín, Banco de la República.
- Melo, L. (2005). "Impacto de la descentralización fiscal sobre la educación pública colombiana", *Borradores de Economía*, núm. 350, Banco de la República, Bogotá.
- Mincer, J. (1974). *Schooling, Experience, and Earnings*, New York: Columbia University Press.
- Murnane, R. J.; Willett, J. B. (2011). *Methods Matter: Improving Causal Inference in Educational and Social Science*, New York: Oxford University Press.
- Nichols, A.; Schaffer, M. (2007). "Clustered Errors in Stata", United Kingdom, Stata Users' Group Meeting.
- Núñez, J.; Steiner, R.; Cadena, X.; Pardo, R. (2002). "¿Cuáles colegios ofrecen mejor educación en Colombia?", *Archivos de Economía*, núm. 193, Departamento Nacional de Planeación.
- Nye, B.; Konstantopoulos, S.; Hedges, L. V. (2004). "How Large Are Teacher Effects?", *Educational Evaluation and Policy Analysis*, vol. 26, núm. 3, pp. 237-257.
- Psacharopoulos, G. (2004). "Returns to Investment in Education: A Further Update", *Education Economics*, vol. 12, núm. 2, pp. 111-134.
- Psacharopoulos, G.; Vélez, E. (1992). "Schooling, Ability, and Earnings in Colombia, 1988", *Economic Development and Cultural Change*, vol. 40, núm. 3, pp. 629-643.
- 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.

- Sanders, W. L.; Rivers, J. C. (1996). *Cumulative and Residual Effects of Teachers on Future Student Academic Achievement*, Knoxville, University of Tennessee Value-Added Research and Assessment Center.
- Schlotter, M.; Schwerdt, G.; Woessmann, L. (2011). “Econometric Methods for Causal Evaluation of Education Policies and Practices: A Non-technical Guide”, *Education Economics*, vol. 19, núm. 2, pp. 109-137.
- Schochet, P.; Chiang, H. (2010). *Error Rates in Measuring Teacher and School Performance Based on Student Test Score Gains (NCEE 2010-4004)*, Washington, D. C., National Center for Education Evaluation and Regional Assistance, Institute of Education Sciences, U. S. Department of Education.
- Stiefel, L.; Berne, R.; Iatarola, P.; Fruchter, N. (2000). “High School Size: Effects on Budgets and Performance in New York City”, *Educational Evaluation and Policy Analysis*, vol. 22, núm. 1, pp. 27-39.
- Stiglitz, J. (1995). *La economía del sector público*, Barcelona: Antoni Bosch Editor.
- Vélez, C. E.; Leibovich, J.; Kugler, A.; Bouillón, C.; Núñez, J. (2004). “The Reversal of Inequality Trends in Colombia, 1975-1995: A Combination of Persistent and Fluctuating Forces”, en F. Bourguignon; F. H. G. Ferreira; N. Lustig (eds.), *The Microeconomics of Income Distribution Dynamics in East Asia and Latin America*, Nueva York: Banco Mundial.

ANEXOS

ANEXO 1. ESTIMACIONES POR MCO DEL IMPACTO DEL NIVEL EDUCATIVO DE LOS DOCENTES SOBRE LAS PRUEBAS DE MATEMÁTICAS Y LENGUAJE DE SABER 11 DE LOS ALUMNOS, 2009

		A. MATEMÁTICAS MCO					
VARIABLE DEPENDIENTE: LOGARITMO DEL PUNTAJE EN MATEMÁTICAS		PROFESIONALES		CON POSGRADO		CON FORMACIÓN PEDAGÓGICA	
Institución	Porcentaje de docentes (nivel de formación)	0,000 ***	(0,000)	0,000 ***	(0,000)	0,000 ***	(0,000)
	No oficial	0,012 **	(0,006)	0,023 ***	(0,006)	0,011 **	(0,005)
	Docentes por cien alumnos	-0,000	(0,000)	-0,000	(0,000)	-0,000	(0,000)
	Jornada completa	0,024 ***	(0,004)	0,026 ***	(0,004)	0,024 ***	(0,004)
	Examen en marzo	0,019 ***	(0,005)	0,020 ***	(0,005)	0,019 ***	(0,005)
	Género mixto	-0,031 ***	(0,005)	-0,030 ***	(0,006)	-0,031 ***	(0,005)
	Directivos por cien alumnos	-0,000	(0,001)	-0,000	(0,001)	-0,000	(0,001)
	Consejeros por cien alumnos	-0,007 **	(0,003)	-0,008 **	(0,003)	-0,007 **	(0,003)
	Personal médico por cien alumnos	0,021 ***	(0,007)	0,020 ***	(0,007)	0,021 ***	(0,007)
	Tutores por cien alumnos	-0,007 **	(0,003)	-0,007 ***	(0,003)	-0,007 **	(0,003)
Municipio	Certificado	-0,000	(0,005)	-0,002	(0,005)	-0,000	(0,005)
	Población (en miles)	-0,000 *	(0,000)	-0,000	(0,000)	-0,000 *	(0,000)
	Porcentaje urbano	-0,000	(0,000)	-0,000	(0,000)	-0,000	(0,000)
	Porcentaje de NBI	-0,001 ***	(0,000)	-0,001 ***	(0,000)	-0,001 ***	(0,000)
	Porcentaje de analfabetismo	-0,001	(0,000)	-0,000	(0,000)	-0,001	(0,000)
	Porcentaje de homicidios	-0,000 ***	(0,000)	-0,000 ***	(0,000)	-0,000 ***	(0,000)
	Desempeño fiscal	0,001 **	(0,000)	0,001 ***	(0,000)	0,001 ***	(0,000)
Individuo	Rural	-0,024 ***	(0,002)	-0,022 ***	(0,002)	-0,024 ***	(0,002)
	Edad	-0,014 ***	(0,001)	-0,014 ***	(0,001)	-0,014 ***	(0,001)
	Mujer	-0,060 ***	(0,002)	-0,060 ***	(0,002)	-0,060 ***	(0,002)
	Afro	-0,060 ***	(0,006)	-0,060 ***	(0,006)	-0,060 ***	(0,006)
	Indígena	-0,018 ***	(0,005)	-0,019 ***	(0,004)	-0,018 ***	(0,005)
	Integrantes de la familia	-0,003 ***	(0,000)	-0,003 ***	(0,000)	-0,003 ***	(0,000)
	Estudiante que trabaja	-0,006 ***	(0,002)	-0,006 ***	(0,002)	-0,006 ***	(0,002)

ANEXO 1. ESTIMACIONES POR MCO DEL IMPACTO DEL NIVEL EDUCATIVO DE LOS DOCENTES SOBRE LAS PRUEBAS DE MATEMÁTICAS Y LENGUAJE DE SABER 11 DE LOS ALUMNOS, 2009 (CONTINUACIÓN)

A. MATEMÁTICAS MCO							
VARIABLE DEPENDIENTE: LOGARITMO DEL PUNTAJE EN MATEMÁTICAS		PROFESIONALES		CON POSGRADO		CON FORMACIÓN PEDAGÓGICA	
Educación de la madre	Primaria	0,000	(0,004)	0,001	(0,004)	0,001	(0,004)
	Secundaria	0,016 ***	(0,004)	0,016 ***	(0,004)	0,016 ***	(0,004)
	Técnico	0,058 ***	(0,005)	0,057 ***	(0,005)	0,058 ***	(0,005)
	Profesional	0,066 ***	(0,005)	0,065 ***	(0,005)	0,067 ***	(0,005)
	Posgrado	0,100 ***	(0,006)	0,098 ***	(0,006)	0,100 ***	(0,006)
Ingreso del hogar (SMMV)	Entre 1 y 2	0,010 ***	(0,002)	0,010 ***	(0,002)	0,010 ***	(0,002)
	Entre 2 y 3	0,032 ***	(0,002)	0,032 ***	(0,002)	0,032 ***	(0,002)
	Entre 3 y 5	0,054 ***	(0,003)	0,054 ***	(0,003)	0,054 ***	(0,003)
	Entre 5 y 7	0,068 ***	(0,005)	0,067 ***	(0,005)	0,068 ***	(0,005)
	Entre 7 y 10	0,092 ***	(0,006)	0,091 ***	(0,005)	0,092 ***	(0,006)
	10 o más	0,130 ***	(0,008)	0,129 ***	(0,008)	0,131 ***	(0,008)
Valor de la pensión (miles de pesos)	Menos de 90	0,011 ***	(0,004)	0,007 *	(0,004)	0,010 **	(0,004)
	Entre 90 y 120	0,003	(0,005)	0,001	(0,005)	0,003	(0,005)
	Entre 120 y 150	0,019 ***	(0,006)	0,019 ***	(0,006)	0,019 ***	(0,006)
	Entre 150 y 250	0,042 ***	(0,007)	0,043 ***	(0,007)	0,043 ***	(0,007)
	Más de 250	0,101 ***	(0,008)	0,103 ***	(0,008)	0,103 ***	(0,008)
Constante		4,020 ***	(0,025)	4,019 ***	(0,024)	4,034 ***	(0,025)

ANEXO 1. ESTIMACIONES POR MCO DEL IMPACTO DEL NIVEL EDUCATIVO DE LOS DOCENTES SOBRE LAS PRUEBAS DE MATEMÁTICAS Y LENGUAJE DE SABER 11 DE LOS ALUMNOS, 2009 (CONTINUACIÓN)

		B. LENGUAJE MCO					
VARIABLE DEPENDIENTE: LOGARITMO DEL PUNTAJE EN LENGUAJE		PROFESIONALES		CON POSGRADO		CON FORMACIÓN PEDAGÓGICA	
Institución	Porcentaje de docentes (nivel de formación)	0,000 ***	(0,000)	0,000 ***	(0,000)	0,000 ***	(0,000)
	No oficial	0,011 ***	(0,003)	0,016 ***	(0,003)	0,010 ***	(0,003)
	Docentes por cien alumnos	-0,000	(0,000)	-0,000	(0,000)	-0,000	(0,000)
	Jornada completa	0,008 ***	(0,002)	0,009 ***	(0,002)	0,009 ***	(0,002)
	Examen en marzo	0,049 ***	(0,003)	0,049 ***	(0,003)	0,049 ***	(0,003)
	Género mixto	-0,015 ***	(0,003)	-0,015 ***	(0,003)	-0,015 ***	(0,003)
	Directivos por cien alumnos	-0,000	(0,000)	-0,000	(0,000)	-0,000	(0,000)
	Consejeros por cien alumnos	-0,001	(0,002)	-0,002	(0,002)	-0,001	(0,002)
	Personal médico por cien alumnos	0,009 **	(0,004)	0,009 **	(0,003)	0,009 **	(0,004)
	Tutores por cien alumnos	-0,001	(0,002)	-0,002	(0,002)	-0,001	(0,002)
Municipio	Certificado	0,006 **	(0,002)	0,005 **	(0,002)	0,006 **	(0,002)
	Población (en miles)	-0,000	(0,000)	0,000	(0,000)	-0,000	(0,000)
	Porcentaje urbano	-0,000 ***	(0,000)	-0,000 ***	(0,000)	-0,000 ***	(0,000)
	Porcentaje de NBI	-0,000 ***	(0,000)	-0,000 ***	(0,000)	-0,000 ***	(0,000)
	Porcentaje de analfabetismo	-0,001 **	(0,000)	-0,000 *	(0,000)	-0,001 **	(0,000)
	Porcentaje de homicidios	-0,000 ***	(0,000)	-0,000 ***	(0,000)	-0,000 ***	(0,000)
	Desempeño fiscal	0,000 ***	(0,000)	0,001 ***	(0,000)	0,000 ***	(0,000)
Individuo	Rural	-0,013 ***	(0,001)	-0,012 ***	(0,001)	-0,013 ***	(0,001)
	Edad	-0,008 ***	(0,000)	-0,008 ***	(0,000)	-0,008 ***	(0,000)
	Mujer	0,004 ***	(0,001)	0,004 ***	(0,001)	0,004 ***	(0,001)
	Afro	-0,036 ***	(0,003)	-0,036 ***	(0,003)	-0,037 ***	(0,003)
	Indígena	-0,004	(0,003)	-0,004	(0,003)	-0,004	(0,003)
	Integrantes de la familia	-0,002 ***	(0,000)	-0,002 ***	(0,000)	-0,002 ***	(0,000)
	Estudiante que trabaja	-0,009 ***	(0,001)	-0,009 ***	(0,001)	-0,009 ***	(0,001)

ANEXO 1. ESTIMACIONES POR MCO DEL IMPACTO DEL NIVEL EDUCATIVO DE LOS DOCENTES SOBRE LAS PRUEBAS DE MATEMÁTICAS Y LENGUAJE DE SABER 11 DE LOS ALUMNOS, 2009 (CONTINUACIÓN)

B. LENGUAJE MCO							
VARIABLE DEPENDIENTE: LOGARITMO DEL PUNTAJE EN LENGUAJE		PROFESIONALES		CON POSGRADO		CON FORMACIÓN PEDAGÓGICA	
Educación del la madre	Primaria	-0,001	(0,003)	-0,000	(0,003)	-0,000	(0,003)
	Secundaria	0,011 ***	(0,003)	0,011 ***	(0,003)	0,011 ***	(0,003)
	Técnico	0,032 ***	(0,003)	0,032 ***	(0,003)	0,032 ***	(0,003)
	Profesional	0,039 ***	(0,003)	0,038 ***	(0,003)	0,039 ***	(0,003)
	Posgrado	0,057 ***	(0,004)	0,056 ***	(0,004)	0,057 ***	(0,004)
Ingreso del hogar (SMMLV)	Entre 1 y 2	0,007 ***	(0,001)	0,007 ***	(0,001)	0,007 ***	(0,001)
	Entre 2 y 3	0,020 ***	(0,001)	0,019 ***	(0,001)	0,020 ***	(0,001)
	Entre 3 y 5	0,030 ***	(0,002)	0,030 ***	(0,002)	0,030 ***	(0,002)
	Entre 5 y 7	0,039 ***	(0,003)	0,039 ***	(0,003)	0,039 ***	(0,003)
	Entre 7 y 10	0,046 ***	(0,003)	0,046 ***	(0,003)	0,046 ***	(0,003)
	10 o más	0,068 ***	(0,004)	0,067 ***	(0,004)	0,069 ***	(0,004)
Valor de la pensión (miles de pesos)	Menos de 90	0,004 **	(0,002)	0,002	(0,002)	0,004 **	(0,002)
	Entre 90 y 120	0,004 *	(0,003)	0,003	(0,003)	0,004 *	(0,003)
	Entre 120 y 150	0,012 ***	(0,003)	0,012 ***	(0,003)	0,012 ***	(0,003)
	Entre 150 y 250	0,019 ***	(0,003)	0,019 ***	(0,003)	0,019 ***	(0,003)
	Más de 250	0,050 ***	(0,004)	0,050 ***	(0,004)	0,050 ***	(0,004)
Constante		3,957 ***	(0,013)	3,952 ***	(0,013)	3,963 ***	(0,013)

Notas: 1. ***, ** y * denotan significancia estadística al 1%, 5% y 10%, respectivamente. Errores estándar en paréntesis.

2. Tamaño de la muestra: 164.767 individuos y 2.911 clusters.

Fuentes: Icfes (prueba Saber 11, 2009) y DANE (formulario C-600); cálculos de los autores.

ANEXO 2. ESTIMACIONES POR VI DEL IMPACTO DEL NIVEL EDUCATIVO DE LOS DOCENTES SOBRE LAS PRUEBAS DE MATEMÁTICAS Y LENGUAJE DE SABER 11 DE LOS ALUMNOS, 2009

		A. MATEMÁTICAS VI (SEGUNDA ETAPA)					
VARIABLE DEPENDIENTE: LOGARITMO DEL PUNTAJE MATEMÁTICAS		PROFESIONALES		CON POSGRADO		CON FORMACIÓN PEDAGÓGICA	
Institución	Porcentaje de docentes (nivel de formación)	0,017 ***	(0,006)	0,004 ***	(0,001)	0,010 ***	(0,004)
	No oficial	0,002	(0,002)	0,000	(0,001)	0,001	(0,001)
	Docentes por cien alumnos	0,252 ***	(0,085)	0,129 ***	(0,028)	0,167 ***	(0,063)
	Jornada completa	0,034 ***	(0,012)	0,041 ***	(0,007)	0,058 ***	(0,017)
	Examen en marzo	0,032 **	(0,013)	0,024 ***	(0,007)	0,033 ***	(0,012)
	Género mixto	-0,035 **	(0,017)	-0,022 **	(0,011)	-0,032 **	(0,015)
	Directivos por cien alumnos	-0,001	(0,002)	-0,000	(0,001)	-0,000	(0,002)
	Consejeros por cien alumnos	-0,015	(0,016)	-0,017 ***	(0,006)	-0,016	(0,013)
	Personal médico por cien alumnos	0,022	(0,026)	0,019 *	(0,010)	0,024	(0,024)
Tutores por cien alumnos	0,001	(0,017)	-0,010 **	(0,004)	-0,002	(0,007)	
Municipio	Certificado	0,001	(0,015)	-0,010	(0,008)	0,006	(0,013)
	Población (en miles)	-0,000	(0,000)	0,000	(0,000)	-0,000	(0,000)
	Porcentaje urbano	-0,000	(0,000)	0,000	(0,000)	-0,000	(0,000)
	Porcentaje de NBI	-0,001 *	(0,000)	0,000	(0,000)	-0,001 ***	(0,000)
	Porcentaje de analfabetismo	-0,001	(0,001)	0,002 *	(0,001)	-0,001	(0,001)
	Porcentaje de homicidios	0,000	(0,000)	0,000	(0,000)	0,000	(0,000)
	Desempeño fiscal	0,000	(0,001)	0,002 ***	(0,000)	0,002 **	(0,001)
Individuo	Rural	-0,003	(0,012)	-0,006	(0,005)	-0,003	(0,011)
	Edad	-0,013 ***	(0,001)	-0,013 ***	(0,001)	-0,012 ***	(0,001)
	Mujer	-0,066 ***	(0,004)	-0,061 ***	(0,002)	-0,068 ***	(0,005)
	Afro	-0,071 ***	(0,012)	-0,063 ***	(0,011)	-0,083 ***	(0,015)
	Indígena	0,050	(0,037)	-0,015 **	(0,007)	0,026	(0,026)
	Integrantes de la familia	-0,002 ***	(0,001)	-0,002 ***	(0,000)	-0,002 ***	(0,001)
	Estudiante que trabaja	-0,016 ***	(0,006)	-0,007 **	(0,003)	-0,011 **	(0,005)

ANEXO 2. ESTIMACIONES POR VI DEL IMPACTO DEL NIVEL EDUCATIVO DE LOS DOCENTES SOBRE LAS PRUEBAS DE MATEMÁTICAS Y LENGUAJE DE SABER 11 DE LOS ALUMNOS, 2009 (CONTINUACIÓN)

		A. MATEMÁTICAS VI (SEGUNDA ETAPA)					
VARIABLE DEPENDIENTE: LOGARITMO DEL PUNTAJE MATEMÁTICAS		PROFESIONALES		CON POSGRADO		CON FORMACIÓN PEDAGÓGICA	
Educación de la madre	Primaria	-0,027	(0,021)	-0,001	(0,005)	-0,015	(0,013)
	Secundaria	-0,010	(0,020)	0,010 **	(0,005)	0,002	(0,012)
	Técnico	0,028	(0,020)	0,048 ***	(0,006)	0,039 ***	(0,013)
	Profesional	0,020	(0,024)	0,051 ***	(0,006)	0,036 **	(0,016)
	Posgrado	0,046 *	(0,027)	0,078 ***	(0,008)	0,065 ***	(0,019)
Ingreso del hogar (SMMLV)	Entre 1 y 2	0,006	(0,005)	0,010 ***	(0,002)	0,006	(0,004)
	Entre 2 y 3	0,026 ***	(0,005)	0,029 ***	(0,003)	0,029 ***	(0,006)
	Entre 3 y 5	0,034 ***	(0,008)	0,048 ***	(0,004)	0,038 ***	(0,008)
	Entre 5 y 7	0,046 ***	(0,010)	0,061 ***	(0,006)	0,054 ***	(0,009)
	Entre 7 y 10	0,067 ***	(0,013)	0,083 ***	(0,006)	0,079 ***	(0,011)
	10 o más	0,117 ***	(0,015)	0,116 ***	(0,008)	0,148 ***	(0,017)
Valor de la pensión (miles de pesos)	Menos de 90	0,002	(0,009)	-0,015 *	(0,008)	-0,010	(0,011)
	Entre 90 y 120	-0,003	(0,020)	-0,010	(0,008)	-0,006	(0,016)
	Entre 120 y 150	0,001	(0,025)	0,016 *	(0,008)	0,013	(0,019)
	Entre 150 y 250	0,014	(0,027)	0,041 ***	(0,011)	0,042 *	(0,023)
	Más de 250	-0,003	(0,040)	0,093 ***	(0,011)	0,058 **	(0,027)
Hausman		54,655 ***		48,393 ***		53,737 ***	

ANEXO 2. ESTIMACIONES POR VI DEL IMPACTO DEL NIVEL EDUCATIVO DE LOS DOCENTES SOBRE LAS PRUEBAS DE MATEMÁTICAS Y LENGUAJE DE SABER 11 DE LOS ALUMNOS, 2009 (CONTINUACIÓN)

		B. LENGUAJE VI (SEGUNDA ETAPA)					
VARIABLE DEPENDIENTE: LOGARITMO DEL PUNTAJE EN LENGUAJE		PROFESIONALES		CON POSGRADO		CON FORMACIÓN PEDAGÓGICA	
Institución	Porcentaje de docentes (nivel de formación)	0,009 ***	(0,003)	0,002 ***	(0,000)	0,005 **	(0,002)
	No oficial	0,001	(0,001)	-0,000	(0,000)	0,000	(0,001)
	Docentes por cien alumnos	0,134 ***	(0,046)	0,071 ***	(0,015)	0,091 ***	(0,034)
	Jornada completa	0,014 **	(0,006)	0,017 ***	(0,004)	0,026 ***	(0,009)
	Examen en marzo	0,055 ***	(0,007)	0,052 ***	(0,004)	0,056 ***	(0,007)
	Género mixto	-0,017 **	(0,008)	-0,011 *	(0,006)	-0,016 **	(0,008)
	Directivos por cien alumnos	-0,001	(0,001)	-0,000	(0,000)	-0,000	(0,001)
	Consejeros por cien alumnos	-0,006	(0,008)	-0,006 **	(0,003)	-0,006	(0,007)
	Personal médico por cien alumnos	0,009	(0,014)	0,008	(0,005)	0,011	(0,013)
	Tutores por cien alumnos	0,003	(0,007)	-0,003	(0,002)	0,001	(0,003)
Municipio	Certificado	0,006	(0,008)	0,001	(0,004)	0,009	(0,007)
	Población (en miles)	-0,000	(0,000)	0,000 **	(0,000)	-0,000	(0,000)
	Porcentaje urbano	-0,000	(0,000)	0,000	(0,000)	-0,000 **	(0,000)
	Porcentaje de NBI	-0,000	(0,000)	0,000	(0,000)	-0,000 **	(0,000)
	Porcentaje de analfabetismo	-0,001	(0,001)	0,001	(0,000)	-0,001	(0,001)
	Porcentaje de homicidios	0,000	(0,000)	0,000 *	(0,000)	0,000	(0,000)
	Desempeño fiscal	0,000	(0,000)	0,001 ***	(0,000)	0,001 ***	(0,000)
Individuo	Rural	-0,002	(0,006)	-0,004	(0,003)	-0,002	(0,006)
	Edad	-0,008 ***	(0,000)	-0,008 ***	(0,000)	-0,007 ***	(0,001)
	Mujer	0,000	(0,002)	0,003 ***	(0,001)	-0,000	(0,003)
	Afro	-0,042 ***	(0,007)	-0,038 ***	(0,006)	-0,048 ***	(0,009)
	Indígena	0,032	(0,019)	-0,002	(0,004)	0,019	(0,014)
	Integrantes de la familia	-0,002 ***	(0,000)	-0,002 ***	(0,000)	-0,002 ***	(0,000)
	Estudiante que trabaja	-0,014 ***	(0,003)	-0,009 ***	(0,002)	-0,012 ***	(0,003)

ANEXO 2. ESTIMACIONES POR VI DEL IMPACTO DEL NIVEL EDUCATIVO DE LOS DOCENTES SOBRE LAS PRUEBAS DE MATEMÁTICAS Y LENGUAJE DE SABER 11 DE LOS ALUMNOS, 2009 (CONTINUACIÓN)

		B. LENGUAJE VI (SEGUNDA ETAPA)					
VARIABLE DEPENDIENTE: LOGARITMO DEL PUNTAJE EN LENGUAJE		PROFESIONALES		CON POSGRADO		CON FORMACIÓN PEDAGÓGICA	
Educación de la madre	Primaria	-0,015	(0,011)	-0,002	(0,003)	-0,009	(0,007)
	Secundaria	-0,002	(0,010)	0,008 **	(0,003)	0,004	(0,007)
	Técnico	0,017	(0,011)	0,027 ***	(0,004)	0,022 ***	(0,007)
	Profesional	0,015	(0,013)	0,031 ***	(0,004)	0,023 **	(0,009)
	Posgrado	0,029 **	(0,014)	0,045 ***	(0,005)	0,039 ***	(0,010)
Ingreso del hogar (SMMLV)	Entre 1 y 2	0,005 *	(0,002)	0,007 ***	(0,001)	0,005 **	(0,002)
	Entre 2 y 3	0,016 ***	(0,003)	0,018 ***	(0,002)	0,018 ***	(0,003)
	Entre 3 y 5	0,020 ***	(0,005)	0,027 ***	(0,002)	0,022 ***	(0,004)
	Entre 5 y 7	0,028 ***	(0,006)	0,036 ***	(0,003)	0,032 ***	(0,005)
	Entre 7 y 10	0,033 ***	(0,007)	0,042 ***	(0,003)	0,040 ***	(0,006)
	10 o más	0,061 ***	(0,008)	0,061 ***	(0,004)	0,077 ***	(0,009)
Valor de la pensión (miles de pesos)	Menos de 90	-0,001	(0,005)	-0,009 **	(0,004)	-0,007	(0,006)
	Entre 90 y 120	0,001	(0,010)	-0,003	(0,004)	-0,001	(0,008)
	Entre 120 y 150	0,003	(0,013)	0,010 **	(0,004)	0,009	(0,010)
	Entre 150 y 250	0,004	(0,014)	0,018 ***	(0,005)	0,018	(0,012)
	Más de 250	-0,005	(0,022)	0,045 ***	(0,005)	0,027 *	(0,014)
Hausman		35,887 ***		30,865 ***		35,456 ***	

Notas: 1. ***, ** y * denotan significancia estadística al 1%, 5% y 10%, respectivamente. Errores estándar en paréntesis.

2. Tamaño de la muestra: 211.389 individuos, 4.179 *clusters*.

Fuentes: Icfes (prueba Saber 11, 2009) y DANE (formulario C-600); cálculos de los autores.

ANEXO 3. ESTIMACIONES POR MCO DEL IMPACTO DEL NIVEL EDUCATIVO DE LOS DOCENTES SOBRE EL PUNTAJE PROMEDIO DE LAS PRUEBAS SABER 11 DE LOS ALUMNOS, TODAS LAS INSTITUCIONES, 2009

VARIABLE DEPENDIENTE: LOGARITMO DEL PUNTAJE PROMEDIO		ECUACIÓN 1		ECUACIÓN 2	
		COEFICIENTE	ERROR ESTÁNDAR	COEFICIENTE	ERROR ESTÁNDAR
Institución	Porcentaje de docentes profesionales	0,000 ***	(0,000)		(0,000)
	Porcentaje de docentes con formación pedagógica		(0,000)	0,000 ***	(0,000)
	Docentes por cien alumnos	-0,000	(0,000)	-0,000	(0,000)
	No oficial	0,010 ***	(0,003)	0,009 ***	(0,003)
	Jornada completa	0,014 ***	(0,002)	0,015 ***	(0,002)
	Examen en marzo	0,011 ***	(0,003)	0,011 ***	(0,003)
	Género mixto	-0,021 ***	(0,003)	-0,021 ***	(0,003)
	Directivos por cien alumnos	-0,000	(0,000)	-0,000	(0,000)
	Consejeros por cien alumnos	-0,003 *	(0,002)	-0,003 *	(0,002)
	Personal médico por cien alumnos	0,012 ***	(0,004)	0,012 ***	(0,004)
	Tutores por cien alumnos	-0,003	(0,002)	-0,003	(0,002)
Municipio	Certificado	0,001	(0,003)	0,001	(0,003)
	Población (en miles)	-0,000	(0,000)	-0,000	(0,000)
	Porcentaje urbano	-0,000 ***	(0,000)	-0,000 ***	(0,000)
	Porcentaje de NBI	-0,000 ***	(0,000)	-0,000 ***	(0,000)
	Porcentaje de analfabetismo	-0,001 **	(0,000)	-0,001 **	(0,000)
	Porcentaje de homicidios	-0,000 ***	(0,000)	-0,000 ***	(0,000)
	Desempeño fiscal	0,000 ***	(0,000)	0,000 ***	(0,000)
Individuo	Rural	-0,014 ***	(0,001)	-0,014 ***	(0,001)
	Edad	-0,009 ***	(0,000)	-0,009 ***	(0,000)
	Mujer	-0,021 ***	(0,001)	-0,021 ***	(0,001)
	Afro	-0,039 ***	(0,003)	-0,040 ***	(0,003)
	Indígena	-0,006 ***	(0,002)	-0,006 ***	(0,002)
	Integrantes de la familia	-0,002 ***	(0,000)	-0,002 ***	(0,000)
	Estudiante que trabaja	-0,008 ***	(0,001)	-0,007 ***	(0,001)

ANEXO 3. ESTIMACIONES POR MCO DEL IMPACTO DEL NIVEL EDUCATIVO DE LOS DOCENTES SOBRE EL PUNTAJE PROMEDIO DE LAS PRUEBAS SABER 11 DE LOS ALUMNOS, TODAS LAS INSTITUCIONES, 2009
(CONTINUACIÓN)

VARIABLE DEPENDIENTE: LOGARITMO DEL PUNTAJE PROMEDIO		ECUACIÓN 1		ECUACIÓN 2	
		COEFICIENTE	ERROR ESTÁNDAR	COEFICIENTE	ERROR ESTÁNDAR
Educación de la madre	Primaria	0,002	(0,002)	0,003	(0,002)
	Secundaria	0,013 ***	(0,002)	0,013 ***	(0,002)
	Técnico	0,040 ***	(0,002)	0,040 ***	(0,002)
	Profesional	0,046 ***	(0,002)	0,046 ***	(0,002)
	Posgrado	0,069 ***	(0,003)	0,070 ***	(0,003)
Ingreso del hogar (SMMLV)	Entre 1 y 2	0,006 ***	(0,001)	0,006 ***	(0,001)
	Entre 2 y 3	0,019 ***	(0,001)	0,019 ***	(0,001)
	Entre 3 y 5	0,032 ***	(0,002)	0,032 ***	(0,002)
	Entre 5 y 7	0,041 ***	(0,003)	0,041 ***	(0,003)
	Entre 7 y 10	0,053 ***	(0,003)	0,053 ***	(0,003)
	10 o más	0,075 ***	(0,004)	0,075 ***	(0,004)
Valor de la pensión (miles de pesos)	Menos de 90	0,006 ***	(0,002)	0,006 ***	(0,002)
	Entre 90 y 120	0,005 *	(0,003)	0,005 *	(0,003)
	Entre 120 y 150	0,012 ***	(0,003)	0,012 ***	(0,003)
	Entre 150 y 250	0,024 ***	(0,004)	0,025 ***	(0,004)
	Más de 250	0,059 ***	(0,005)	0,060 ***	(0,005)
Constante		3,959 ***	(0,014)	3,967 ***	(0,014)

Notas: 1. ***, ** y * denotan significancia estadística al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

2. Tamaño de la muestra: 211.389 individuos, 4.179 clusters.

Fuentes: Icfes (prueba Saber 11, 2009) y DANE (formulario C-600); cálculos de los autores.

ANEXO 4. ESTIMACIONES POR VI DEL IMPACTO DEL NIVEL EDUCATIVO DE LOS DOCENTES SOBRE EL PUNTAJE PROMEDIO DE LAS PRUEBAS SABER 11, TODAS LAS INSTITUCIONES, 2009

		PROFESIONALES			
		PRIMERA ETAPA		SEGUNDA ETAPA	
	Estudiantes matriculados	0,002 ***	(0,001)		
	Porcentaje de docentes profesionales o más			0,011 ***	(0,004)
	No oficial	-13,850 ***	(1,079)	0,164 ***	(0,055)
	Docentes por cien alumnos	-0,111	(0,105)	0,001	(0,001)
	Jornada completa	-0,441	(0,662)	0,021 ***	(0,008)
Institución	Examen en marzo	-0,737	(0,672)	0,019 **	(0,008)
	Género mixto	0,350	(0,941)	-0,024 **	(0,010)
	Directivos por cien alumnos	0,060	(0,115)	-0,001	(0,001)
	Consejeros por cien alumnos	0,483	(0,874)	-0,008	(0,010)
	Personal médico por cien alumnos	-0,096	(1,434)	0,012	(0,017)
	Tutores por cien alumnos	-0,413	(1,008)	0,002	(0,010)
	Certificado	-0,124	(0,840)	0,002	(0,009)
	Población (en miles)	0,000	(0,000)	-0,000	(0,000)
	Porcentaje urbano	0,003	(0,017)	-0,000	(0,000)
Municipio	Porcentaje de NBI	-0,009	(0,020)	-0,000	(0,000)
	Porcentaje de analfabetismo	0,048	(0,074)	-0,001	(0,001)
	Porcentaje de homicidios	-0,018 ***	(0,007)	0,000	(0,000)
	Desempeño fiscal	0,015	(0,041)	0,000	(0,000)
	Rural	-1,152 ***	(0,442)	0,000	(0,007)
	Edad	-0,050	(0,039)	-0,008 ***	(0,001)
	Mujer	0,430 ***	(0,164)	-0,025 ***	(0,003)
Individuo	Afro	0,659	(0,627)	-0,046 ***	(0,008)
	Indígena	-4,047 ***	(1,455)	0,038	(0,023)
	Integrantes de la familia	-0,036	(0,028)	-0,002 ***	(0,000)
	Estudiante que trabaja	0,668 ***	(0,240)	-0,015 ***	(0,004)

ANEXO 4. ESTIMACIONES POR VI DEL IMPACTO DEL NIVEL EDUCATIVO DE LOS DOCENTES SOBRE EL PUNTAJE PROMEDIO DE LAS PRUEBAS SABER 11, TODAS LAS INSTITUCIONES, 2009 (CONTINUACIÓN)

		PROFESIONALES			
		PRIMERA ETAPA		SEGUNDA ETAPA	
Educación de la madre	Primaria	1,660 *	(0,926)	-0,015	(0,013)
	Secundaria	1,474	(0,918)	-0,004	(0,012)
	Técnico	1,622 *	(0,923)	0,021	(0,013)
	Profesional	2,691 ***	(0,934)	0,016	(0,016)
	Posgrado	3,105 ***	(0,969)	0,035 **	(0,017)
Ingreso del hogar (SMMLV)	Entre 1 y 2	0,193	(0,266)	0,003	(0,003)
	Entre 2 y 3	0,275	(0,293)	0,015 ***	(0,003)
	Entre 3 y 5	1,073 ***	(0,356)	0,019 ***	(0,005)
	Entre 5 y 7	1,175 ***	(0,437)	0,027 ***	(0,006)
	Entre 7 y 10	1,392 **	(0,570)	0,037 ***	(0,008)
	10 o más	0,700	(0,752)	0,066 ***	(0,009)
Valor de la pensión (miles de pesos)	Menos de 90	0,483	(0,471)	0,000	(0,006)
	Entre 90 y 120	0,284	(1,144)	0,001	(0,012)
	Entre 120 y 150	0,808	(1,451)	0,001	(0,016)
	Entre 150 y 250	1,518	(1,496)	0,006	(0,017)
	Más de 250	6,128 ***	(1,126)	-0,009	(0,026)
Constante	93,410 ***	(3,527)			
Chi instrumentos	8,22 ***				
F instrumentos	8,22 ***				
Hausman				53,164 ***	

ANEXO 4. ESTIMACIONES POR VI DEL IMPACTO DEL NIVEL EDUCATIVO DE LOS DOCENTES SOBRE EL PUNTAJE PROMEDIO DE LAS PRUEBAS SABER 11, TODAS LAS INSTITUCIONES, 2009 (CONTINUACIÓN)

CON FORMACIÓN PEDAGÓGICA					
		PRIMERA ETAPA		SEGUNDA ETAPA	
	Estudiantes matriculados	0,003 **	(0,001)		
	Porcentaje de docentes con formación pedagógica			0,006 ***	(0,002)
	No oficial	-15,330 ***	(1,587)	0,109 ***	(0,040)
	Docentes por cien alumnos	-0,121	(0,127)	0,001	(0,001)
	Jornada completa	-3,104 ***	(1,165)	0,036 ***	(0,011)
Institución	Examen en marzo	-1,340	(1,071)	0,019 **	(0,008)
	Género mixto	0,338	(1,432)	-0,022 **	(0,009)
	Directivos por cien alumnos	0,054	(0,183)	-0,000	(0,001)
	Consejeros por cien alumnos	0,903	(1,242)	-0,009	(0,009)
	Personal médico por cien alumnos	-0,375	(2,266)	0,014	(0,015)
	Tutores por cien alumnos	-0,436	(0,678)	0,000	(0,004)
	Certificado	-0,711	(1,203)	0,005	(0,008)
	Población (en miles)	0,000	(0,000)	-0,000	(0,000)
	Porcentaje urbano	0,016	(0,025)	-0,000 **	(0,000)
Municipio	Porcentaje de NBI	0,028	(0,033)	-0,001 ***	(0,000)
	Porcentaje de analfabetismo	0,012	(0,114)	-0,001	(0,001)
	Porcentaje de homicidios	-0,027 ***	(0,009)	0,000	(0,000)
	Desempeño fiscal	-0,144 **	(0,062)	0,001 **	(0,001)
	Rural	-2,023 ***	(0,635)	0,000	(0,007)
	Edad	-0,148 **	(0,063)	-0,008 ***	(0,001)
	Mujer	0,860 ***	(0,301)	-0,026 ***	(0,003)
Individuo	Afro	2,348 **	(1,188)	-0,054 ***	(0,010)
	Indígena	-4,495 **	(1,760)	0,022	(0,016)
	Integrantes de la familia	-0,020	(0,044)	-0,002 ***	(0,000)
	Estudiante que trabaja	0,623 *	(0,344)	-0,011 ***	(0,003)

ANEXO 4. ESTIMACIONES POR VI DEL IMPACTO DEL NIVEL EDUCATIVO DE LOS DOCENTES SOBRE EL PUNTAJE PROMEDIO DE LAS PRUEBAS SABER 11, TODAS LAS INSTITUCIONES, 2009 (CONTINUACIÓN)

		CON FORMACIÓN PEDAGÓGICA			
		PRIMERA ETAPA		SEGUNDA ETAPA	
Educación de la madre	Primaria	1,644 *	(0,967)	-0,007	(0,008)
	Secundaria	1,344	(0,969)	0,004	(0,007)
	Técnico	1,723 *	(0,986)	0,028 ***	(0,008)
	Profesional	3,006 ***	(1,011)	0,027 ***	(0,010)
	Posgrado	3,467 ***	(1,116)	0,047 ***	(0,012)
Ingreso del hogar (SMMLV)	Entre 1 y 2	0,264	(0,364)	0,004	(0,002)
	Entre 2 y 3	0,259	(0,486)	0,016 ***	(0,003)
	Entre 3 y 5	1,500 ***	(0,531)	0,021 ***	(0,005)
	Entre 5 y 7	1,269 *	(0,686)	0,032 ***	(0,006)
	Entre 7 y 10	1,126	(0,850)	0,045 ***	(0,007)
	10 o más	-1,880	(1,406)	0,086 ***	(0,011)
Valor de la pensión (miles de pesos)	Menos de 90	2,046 **	(0,814)	-0,007	(0,007)
	Entre 90 y 120	0,865	(1,521)	-0,001	(0,010)
	Entre 120 y 150	0,194	(1,877)	0,009	(0,012)
	Entre 150 y 250	-0,132	(2,331)	0,024 *	(0,014)
	Más de 250	4,422 **	(1,808)	0,031 *	(0,017)
Constante	95,670 ***	(5,671)			
Chi instrumentos	5,99 ***				
F instrumentos	5,99 ***				
Hausman				52,825 ***	

Notas: 1. ***, ** y * denotan significancia estadística al 1%, 5% y 10%, respectivamente. Errores estándar en paréntesis.

2. En negrilla aparece la predicción de la variable dependiente de la primera etapa.

Tamaño de la muestra: 211.389 individuos, 4.179 clusters.

Fuentes: Icfes (prueba Saber 11, 2009) y DANE (formulario C-600); cálculos de los autores.

ANEXO 5. ESTIMACIONES POR MCO Y VI DEL IMPACTO DEL NIVEL EDUCATIVO DE LOS DOCENTES SOBRE LOS PUNTAJES DE LAS PRUEBAS SABER 11, INSTITUCIONES OFICIALES Y NO OFICIALES, 2009

		A. VI (PRIMERA ETAPA)			
(PORCENTAJE DE DOCENTES)		PROFESIONALES		CON FORMACIÓN PEDAGÓGICA	
No oficial	Estudiantes matriculados	0,003	(0,002)	0,003	(0,003)
	Chi	2,63		0,92	
	F	2,63		0,92	
Oficial	Estudiantes matriculados	0,001 *	(0,001)	0,002 *	(0,001)
	Chi	2,79 *		3,29 *	
	F	2,79 *		3,28 *	
		B. MCO Y VI (SEGUNDA ETAPA)			
(LOGARITMO DEL PUNTAJE PROMEDIO)		PROFESIONALES		CON FORMACIÓN PEDAGÓGICA	
No oficial	MCO	0,000 ***	(0,000)	0,000 ***	(0,000)
	VI (2)	0,009 *	(0,005)	0,009	(0,008)
	Hausman	22,84 ***		23,48 ***	
Oficial	MCO	0,000 ***	(0,000)	0,000 ***	(0,000)
	VI (2)	0,017 *	(0,010)	0,007 *	(0,004)
	Hausman	37,51 ***		36,61 ***	
(LOGARITMO DEL PUNTAJE EN MATEMÁTICAS)		PROFESIONALES		CON FORMACIÓN PEDAGÓGICA	
No oficial	MCO	0,000 ***	(0,000)	0,000 ***	(0,000)
	VI (2)	0,016 *	(0,009)	0,015	(0,014)
	Hausman	29,63 ***		29,88 ***	
Oficial	MCO	0,000 ***	(0,000)	0,000 ***	(0,000)
	VI (2)	0,026 *	(0,016)	0,011 *	(0,006)
	Hausman	34,80 ***		33,59 ***	
(LOGARITMO DEL PUNTAJE EN LENGUAJE)		PROFESIONALES		CON FORMACIÓN PEDAGÓGICA	
No oficial	MCO	0,000 ***	(0,000)	0,000 ***	(0,000)
	VI (2)	0,005 *	(0,003)	0,005	(0,005)
	Hausman	13,77 ***		14,19 ***	
Oficial	MCO	0,000 ***	(0,000)	0,000 ***	(0,000)
	VI (2)	0,016 *	(0,010)	0,007 *	(0,004)
	Hausman	25,14 ***		24,47 ***	

Notas: 1. *** ** y * denotan significancia estadística al 1%, 5% y 10%, respectivamente. Errores estándar en paréntesis.
 2. Tamaño de la muestra: 45.642 individuos, 2.929 *clusters* en instituciones oficiales y 165.747 individuos y 1.250 *clusters* en no oficiales. Las regresiones incluyen los demás controles presentados en el Cuadro 4, pero para simplificar no se reportan en este cuadro.
 Fuentes: Icfes (prueba Saber 11, 2009) y DANE (formulario C-600); cálculos de los autores.

ANEXO 6. ESTIMACIONES POR MCO Y VI DEL IMPACTO DEL NIVEL EDUCATIVO DE LOS DOCENTES SOBRE LOS PUNTAJES DE LAS PRUEBAS SABER 11 DE LOS ALUMNOS DE INSTITUCIONES OFICIALES, INCLUYENDO EL GASTO MUNICIPAL EN PERSONAL EDUCATIVO COMO INSTRUMENTO, 2009

A. VI (PRIMERA ETAPA)				
(PORCENTAJE DE DOCENTES)	PROFESIONALES		CON FORMACIÓN PEDAGÓGICA	
Estudiantes matriculados	0,001	(0,001)	0,002 *	(0,001)
Gasto personal	0,222 **	(0,105)	0,707 ***	(0,162)
Chi	8,14 **		23,32 ***	
F	4,07 **		11,65 ***	

B. VI (SEGUNDA ETAPA)				
(LOGARITMO DEL PUNTAJE PROMEDIO)	PROFESIONALES		CON FORMACIÓN PEDAGÓGICA	
MCO	0,000 ***	(0,000)	0,000 ***	(0,000)
VI (2)	0,007 ***	(0,002)	0,001 **	(0,001)
Hausman	9,270 ***		4,930 **	

(LOGARITMO DEL PUNTAJE EN MATEMÁTICAS)	PROFESIONALES O MÁS		CON FORMACIÓN PEDAGÓGICA	
MCO	0,000 ***	(0,000)	0,000 ***	(0,000)
VI (2)	0,009 **	(0,004)	0,002 *	(0,001)
Hausman	6,760 ***		2,810 *	

(LOGARITMO DEL PUNTAJE EN LENGUAJE)	PROFESIONALES O MÁS		CON FORMACIÓN PEDAGÓGICA	
MCO	0,000 ***	(0,000)	0,000 ***	(0,000)
VI (2)	-0,000	(0,002)	-0,001	(0,000)
Hausman	1,290		3,690 *	

Notas: 1. ***, ** y * denotan significancia estadística al 1%, 5% y 10%, respectivamente. Errores estándar en paréntesis.

2. Tamaño de la muestra: 164.767 individuos y 2.911 clusters. Las regresiones incluyen los demás controles presentados en el Cuadro 4, pero para simplificar no se reportan aquí.

Fuentes: Icfes (prueba Saber 11, 2009) y DANE (formulario C-600); cálculos de los autores.

ANEXO 7. ESTIMACIONES POR MCO Y VI DEL IMPACTO DEL NIVEL EDUCATIVO DE LOS DOCENTES SOBRE LOS PUNTAJES DE LAS PRUEBAS SABER 11 EN INSTITUCIONES OFICIALES, INCLUYENDO EL GASTO MUNICIPAL EN PERSONAL EDUCATIVO, MUNICIPIOS CERTIFICADOS Y NO CERTIFICADOS, 2009

A. VI (PRIMERA ETAPA)					
(PORCENTAJE DE DOCENTES)		PROFESIONALES		CON FORMACIÓN PEDAGÓGICA	
Certificado	Estudiantes matriculados	0,001 *	(0,001)	0,002	(0,001)
	Gasto personal	0,633 *	(0,327)	2,427 ***	(0,437)
	Chi	8,05 **		34,27 ***	
	F	4,02 **		17,12 ***	
No certificado	Estudiantes matriculados	0,000	(0,002)	0,001	(0,003)
	Gasto personal	0,131	(0,132)	0,086	(0,193)
	Chi	1,33		0,70	
	F	0,66		0,35	
B. MCO Y VI (SEGUNDA ETAPA)					
(LOGARITMO DEL PUNTAJE PROMEDIO)		PROFESIONALES		CON FORMACIÓN PEDAGÓGICA	
Certificado	MCO	0,000 **	(0,000)	0,000 ***	(0,000)
	VI (2)	0,011 ***	(0,003)	0,002 ***	(0,000)
	Hausman	39,80 ***		31,13 ***	
No certificado	MCO	0,000 ***	(0,000)	0,000 **	(0,000)
	VI (2)	-0,002	(0,003)	0,003	(0,007)
	Hausman	0,57		1,74	
(LOGARITMO DEL PUNTAJE EN MATEMÁTICAS)		PROFESIONALES		CON FORMACIÓN PEDAGÓGICA	
Certificado	MCO	0,000 **	(0,000)	0,000 ***	(0,000)
	VI (2)	0,015 ***	(0,005)	0,003 ***	(0,001)
	Hausman	23,03 ***		15,45 ***	
No certificado	MCO	0,000 ***	(0,000)	0,000 ***	(0,000)
	VI (2)	0,000	(0,005)	0,007	(0,014)
	Hausman	0,00		3,36 *	
(LOGARITMO DEL PUNTAJE EN LENGUAJE)		PROFESIONALES		CON FORMACIÓN PEDAGÓGICA	
Certificado	MCO	0,000 **	(0,000)	0,000 ***	(0,000)
	VI (2)	0,008 ***	(0,003)	0,001 ***	(0,000)
	Hausman	18,67 ***		13,46 ***	
No certificado	MCO	0,000	(0,000)	0,000	(0,000)
	VI (2)	-0,012	(0,010)	-0,004	(0,003)
	Hausman	18,97 ***		1,39	

Notas: 1. ***, ** y * denotan significancia estadística al 1%, 5% y 10%, respectivamente. Errores estándar en paréntesis.

2. Tamaño de la muestra: 101.361 individuos y 1.399 *clusters* en municipios certificados, y 63.406.

individuos y 1.530 *clusters* en los no certificados. Las regresiones incluyen los demás controles presentados en el Cuadro 4, pero para simplificar no se reportan aquí.

Fuentes: Icfes (prueba Saber 11, 2009) y DANE (formulario C-600); cálculos de los autores.

ANEXO 8. ESTIMACIONES POR MCO Y VI DEL IMPACTO DEL NIVEL EDUCATIVO DE LOS DOCENTES SOBRE LOS PUNTAJES DE LAS PRUEBAS SABER 11 EN INSTITUCIONES OFICIALES, INCLUYENDO LA INCIDENCIA DEL NUEVO ESTATUTO Y EL GASTO MUNICIPAL EN PERSONAL EDUCATIVO COMO INSTRUMENTOS, 2009

A. VI (PRIMERA ETAPA)					
(PORCENTAJE DE DOCENTES CON POSGRADO)		PROFESIONALES		CON FORMACIÓN PEDAGÓGICA	
2 instrumentos	Estudiantes matriculados	0,001	(0,001)	0,001	(0,001)
	Porcentaje docentes en Nuevo Estatuto	-0,024	(0,025)	-0,142 ***	(0,031)
	Chi	3,45		22,66 ***	
	F	1,72		11,33 ***	
3 instrumentos	Estudiantes matriculados	0,001	(0,001)	0,001	(0,001)
	Porcentaje docentes en Nuevo Estatuto	-0,023	(0,025)	-0,139 ***	(0,031)
	Gasto personal	0,213 **	(0,107)	0,648 ***	(0,162)
	Chi	8,98 **		40,82 ***	
	F	2,99 **		13,6 ***	
B. VI (SEGUNDA ETAPA)					
(LOGARITMO DEL PUNTAJE PROMEDIO)		PROFESIONALES		CON FORMACIÓN PEDAGÓGICA	
2 instrumentos	MCO	0,000 ***	(0,000)	0,000 ***	(0,000)
	VI	0,016 **	(0,007)	0,002 ***	(0,001)
	Hausman	73,97 ***		54,02 ***	
3 instrumentos	VI	0,007 **	(0,003)	0,002 ***	(0,000)
	Hausman	39,231 ***		42,236 ***	
(LOGARITMO DEL PUNTAJE EN MATEMÁTICAS)		PROFESIONALES		CON FORMACIÓN PEDAGÓGICA	
2 instrumentos	MCO	0,000 ***	(0,000)	0,000 ***	(0,000)
	VI	0,024 **	(0,011)	0,003 ***	(0,001)
	Hausman	48,738 ***		29,758 ***	
3 instrumentos	VI	0,009 **	(0,004)	0,002 ***	(0,001)
	Hausman	21,876 ***		20,688 ***	
(LOGARITMO DEL PUNTAJE EN LENGUAJE)		PROFESIONALES		CON FORMACIÓN PEDAGÓGICA	
2 instrumentos	MCO	0,000 ***	(0,000)	0,000 ***	(0,000)
	VI	0,014 **	(0,007)	0,002 ***	(0,000)
	Hausman	49,025 ***		35,180 ***	
3 instrumentos	VI	0,002	(0,002)	0,001 ***	(0,000)
	Hausman	6,213 **		12,167 ***	

Notas: 1. ***, ** y * denotan significancia estadística al 1%, 5% y 10%, respectivamente. Errores estándar en paréntesis.

2. Tamaño de la muestra: 164.767 individuos y 2.911 clusters.

Fuentes: Icfes (prueba Saber 11, 2009) y DANE (formulario C-600); cálculos de los autores.

DESIGUALDADES EN LA DISTRIBUCIÓN DEL NIVEL EDUCATIVO DE LOS DOCENTES EN COLOMBIA

Luis Armando Galvis
Leonardo Bonilla Mejía

Los autores son economistas del Centro de Estudios Económicos Regionales (CEER), del Banco de la República, sucursal Cartagena. Agradecen las sugerencias de María Aguilera, Laura Cepeda, Mónica Sofía Gómez, Andrea Otero, Adolfo Meisel y Andrés Sánchez. José Mola y Jhorland Ayala prestaron una asistencia invaluable en el procesamiento de la información. Las opiniones expresadas no comprometen al Banco de la República ni a su Junta Directiva.

Este capítulo estudia la desigualdad regional en la formación académica de los profesores de enseñanza secundaria y media en Colombia. Para ello se descomponen las desigualdades en la dotación de profesores por grado de profesionalización usando índices de Theil, y se estiman los determinantes de la profesionalización, considerando las características de los colegios y los municipios respectivos. Además, se analiza si el mayor gasto municipal en personal educativo ha contribuido a mejorar la formación de los profesores del sistema oficial y evalúa los efectos del Nuevo Estatuto de Profesionalización Docente de 2002 (o Nuevo Estatuto) sobre su nivel educativo promedio.

Diferentes estudios concluyen que “el principal impulsor de las variaciones en el aprendizaje escolar es la calidad de los docentes” (Barber y Mourshed, 2008: 12). Este tema es relevante en Colombia, donde se han logrado avances en cobertura durante las últimas décadas, pero con pocos resultados en la calidad. Este capítulo describe la situación de la profesionalización del profesorado, con énfasis en las diferencias regionales. Además, estima los determinantes de su formación académica, evaluando la relación con el gasto en educación de las entidades descentralizadas y el grado de “adopción” del Nuevo Estatuto.

Primero se estudia la concentración regional de maestros con altos niveles de calificación. Este ejercicio busca medir hasta qué punto los estudiantes de algunas regiones tienen ventajas sobre los de otras en la formación académica de la planta docente. Para ello se emplea la descomposición del índice de Theil en sus componentes interregional e intrarregional y se calcula la participación de las desigualdades interregionales en la desigualdad total. Se compara la dotación de docentes calificados con el número de maestros (con distintos niveles de calificación) por alumno en los niveles de secundaria y media, lo cual permite sacar conclusiones sobre las desigualdades en la dotación y en la profesionalización.

Por último, se estiman los determinantes del grado de profesionalización por colegio y jornada para saber si el mayor gasto público de los entes territoriales en personal educativo ha contribuido a mejorar el nivel de formación de los profesores de las instituciones oficiales. Asimismo se evalúan los efectos del Nuevo Estatuto.

El capítulo consta de seis secciones. En la primera se comenta la literatura pertinente. La segunda presenta una relación de las estadísticas empleadas y sus fuentes. En la tercera se describen las variables y se analizan las brechas en la formación del profesorado. La cuarta presenta la descomposición de las diferencias en la dotación de docentes empleando el índice de Theil para medir la concentración de profesores. En la quinta se presentan los modelos econométricos para estudiar la relación entre

el grado de profesionalización y el gasto en personal educativo así como el grado de adopción del Nuevo Estatuto. La sección final presenta las conclusiones.

1. REVISIÓN DE LA LITERATURA

Son pocos los estudios sobre las desigualdades regionales en la dotación de profesores. Entre ellos se destaca el de Bonet (2006), que evalúa las disparidades empleando el número de colegios y de profesores por departamento, y encuentra que existen inequidades regionales en la asignación de recursos para la educación. De acuerdo con Bonet, la descentralización llevó a esta situación porque las regiones más dinámicas podían ofrecer mayor dotación que las más rezagadas.

El presente artículo también mide las diferencias regionales en la dotación de maestros, pero tiene al menos tres diferencias con respecto al de Bonet. En primer lugar, el nivel de análisis es más detallado, pues usa información por colegio y jornada. En segundo lugar, incluye instituciones oficiales y no oficiales, dado que la mayor cobertura educativa en algunas regiones no se logró aumentando el número de colegios oficiales sino contratando cupos en los no oficiales (Acosta, 2006: 133). Y tercera, aquí se analiza la dotación de maestros según su nivel de profesionalización, lo que no solo permite determinar cuántos profesores por alumno existen en cada departamento sino también su grado de calificación, es decir, su cantidad y su calidad.

Con respecto a este último punto cabe señalar que no hay consenso sobre la medición de la calidad de los docentes¹. Algunos estudios emplean como indicador el salario relativo (Lakdawalla, 2001)², pero la mayoría usa sus credenciales académicas y su experiencia (Clotfelter, Ladd y Vidgor, 2007). Una alternativa sería utilizar las evaluaciones de desempeño, que en teoría deben ser periódicas³, pero que en Colombia no lo son debido a la influencia del sindicato nacional de profesores, Federación Colombiana de Trabajadores de la Educación, Fecode (Villa y Duarte, 2002). Dada esta limitación de la información, aquí se toma la profesionalización docente como *proxy* de la calidad del profesorado.

Un tema relacionado con la profesionalización es el sistema de incentivos de los docentes. Vale la pena mencionarlo porque autores como Hanushek (1971)

¹ En cambio, para medir la calidad de la educación se suelen emplear los resultados de las pruebas estandarizadas de los alumnos.

² Esto puede ocasionar problemas de causalidad, pues no es fácil determinar si los salarios son menores por la baja calidad o si las personas de pobre desempeño escogen una profesión de baja remuneración.

³ La Ley General de Educación propone evaluar periódicamente a los docentes para garantizar su idoneidad.

afirman que la calidad de los docentes no se transmite a los resultados de los alumnos debido a problemas de esta naturaleza. Por su parte, Figlio (2002) analiza las diferencias entre sistemas de salarios rígidos y de incentivos variables y su efecto sobre la productividad de los docentes, y encuentra que los profesores de mejor calidad son los que responden a los incentivos. Gilpin y Kaganovich (2009) postulan que las estructuras de salarios rígidos pueden llevar a bajos niveles de productividad y de calidad de los profesores, lo cual sugiere que sería conveniente un sistema de incentivos y salarios más flexibles.

En el caso colombiano Gaviria y Barrientos (2001) encuentran que ni el nivel de formación de los docentes ni la infraestructura afectan los resultados de los alumnos de los colegios oficiales de Bogotá, pues se lo atribuyen a que los docentes no tienen incentivos para mejorar su calidad y sus prácticas pedagógicas⁴. A este respecto, Núñez *et al.* (2002) argumentan que los colegios públicos no brindan educación de calidad, como sí lo hacen los colegios administrados en forma privada⁵, por la manera como operan los incentivos en los colegios públicos, que distan de ser apropiados. Ambos estudios coincidían en que se debía cambiar el sistema de incentivos en los colegios oficiales, lo cual tuvo lugar en 2002, con el Decreto Ley 1278, conocido como Nuevo Estatuto de Profesionalización Docente. Entre otras medidas, la nueva normativa elevó los requisitos para ingresar a la carrera docente, estableció un período de prueba y cambió los mecanismos de evaluación y ascenso, dando prioridad a la evaluación del desempeño.

Otro tema que vale la pena discutir es la relación entre gasto público, dotación educativa y calidad. Aquí es importante mencionar el trabajo de Melo (2005), quien encuentra que el aumento de las transferencias de recursos para educación a las entidades territoriales tuvo efectos positivos sobre la cobertura y negativos sobre la calidad, lo que puede reflejar la incapacidad institucional de algunas regiones. Con respecto a las entidades territoriales, la Ley 715 de 2001 establece los requisitos técnicos, administrativos y financieros para que un municipio se certifique y pueda ejecutar, mediante una secretaría de educación, los recursos transferidos. Además, limita el crecimiento de los gastos (por ejemplo: en planta docente) al monto de las transferencias en educación de la vigencia fiscal respectiva o a los ingresos corrientes de libre destinación necesarios para financiar dichos gastos a corto, mediano y largo plazos.

Para determinar hasta qué punto es importante el gasto público en personal docente y si el nuevo sistema de incentivos ha mejorado su nivel de profesionalización, la última sección aborda estos dos temas de manera específica.

⁴ Aunque sí encuentran un efecto pequeño, pero significativo, en los colegios públicos. En los colegios privados ese efecto es mayor.

⁵ Estos incluyen colegios no oficiales y oficiales administrados por la iglesia bajo el esquema de educación contratada.

2. LOS DATOS

Para calcular el número de alumnos por docente en enseñanza secundaria y media (de sexto a undécimo) por municipios se usaron las bases de datos provistas por el formulario C-600 del Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE) para 2009. Este censo busca acopiar la información necesaria para administrar y planear la educación, así como para elaborar políticas educativas nacionales y territoriales. La presente investigación incluye instituciones oficiales y no oficiales.

Es necesario aclarar que la unidad de análisis no es la institución, pues esta puede tener varias sedes y a su vez, varias jornadas. Por simplicidad, aquí hablamos de “sede” para referirnos a la sede-jornada. De las bases de datos de las sedes se tomó el número de estudiantes matriculados en secundaria y media en cada sede, así como el número de docentes que enseñan principalmente en secundaria y media. La información del profesorado también incluye su último nivel educativo, lo que permite caracterizar la dotación de profesores y su formación según la sede.

Con esta base de datos se construyeron indicadores como el total de alumnos en secundaria y media, el total de docentes, el número de docentes cuyo último nivel educativo es profesional, los que tienen posgrado y los que tienen formación pedagógica. También se calculó el porcentaje de profesionales con posgrado y los que cuentan con formación pedagógica, como medida relativa de la composición de la planta docente. Por último, se calculó el porcentaje que se rige por el Nuevo Estatuto en cada institución. Esos “nuevos” docentes pueden ser profesores recién contratados o antiguos que se acogen voluntariamente si cumplen los requisitos.

Otro componente importante en el análisis de la dotación es el presupuesto para personal educativo de las entidades territoriales. Para calcular los indicadores municipales se usaron las bases del Sistema de Información para la Captura de la Ejecución Presupuestal, Sicep, del Departamento Nacional de Planeación (DNP), que compilan información de la ejecución de gastos de inversión y de funcionamiento, por municipio y departamento para 2009. Se tomó el total de gasto (e inversión) en planta educativa (incluyendo recursos del Sistema General de Participaciones [SGP], y propios). Se calculó el gasto en unidades de \$100.000 por alumno. En los municipios certificados, es decir, los que cuentan con Secretaría de Educación, se emplearon únicamente los datos reportados por el municipio. En los demás, se supuso que el presupuesto de cada secretaría departamental se distribuye en proporción al número de estudiantes atendidos, y se sumaron los recursos propios destinados a este rubro reportados por cada municipio. Así, dado que los recursos del SGP por alumno se distribuyen de manera homogénea, la variación entre municipios se debe principalmente a la inversión con recursos propios.

Para utilizar variables que den cuenta de las características de las instituciones, se cruzó la información con microdatos del formulario de la prueba Saber 11. En este proceso se unieron las bases de datos por el nombre de la institución,

empleando cruces proporcionados por el Instituto Colombiano para la Evaluación de la Educación (Icfes) y se complementaron manualmente los casos en los que no había coincidencia.

3. ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS

Para el análisis estadístico por sedes se tomaron las cifras del año 2009, con 12.273 datos que se consolidaron luego de descartar los de las jornadas nocturnas y de fin de semana. Una primera lectura indica que en la educación secundaria y media predomina el sector público; apenas el 24% de las instituciones son no oficiales (Cuadro 1).

CUADRO 1. ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS

VARIABLE	OBSERVACIONES	MEDIA	DESVIACIONES ESTÁNDAR
	POR INSTITUCIÓN		
Porcentaje de profesionales	12.273	87,65	24,01
Porcentaje de posgrado	12.273	20,99	27,08
Porcentaje con formación pedagógica	12.273	77,22	28,38
Porcentaje de profesores del Nuevo Estatuto	12.273	21,64	25,95
No oficial	12.273	0,24	0,43
Docentes por cien alumnos	12.273	6,63	8,06
Jornada completa	12.273	0,27	0,45
Examen en marzo	12.273	0,14	0,35
Mixto	12.273	0,97	0,17
Directivos por cien alumnos	12.273	3,22	5,38
Consejeros por cien alumnos	12.273	0,23	0,76
Personal médico por cien alumnos	12.273	0,06	0,50
Tutores por cien alumnos	12.273	0,10	1,14
	POR MUNICIPIO		
Certificado	1.099	0,04	0,20
Población (en miles)	1.096	37,78	235,49
Porcentaje urbano	1.096	40,90	23,67
Porcentaje de NBI	1.096	45,28	20,65
Porcentaje de analfabetismo	1.093	17,93	6,84
Porcentaje de homicidios	1.095	57,55	56,83
Desempeño fiscal	1.074	61,97	8,28

NBI: Necesidades básicas insatisfechas

Fuente: DANE (formulario C-600); cálculos de los autores.

En general, son colegios mixtos (ambos géneros), ubicados principalmente en áreas urbanas, de acuerdo con lo reportado por los estudiantes. Su ubicación urbana o rural no indica que se localizan en áreas más prósperas o más pobres, pues en varias ciudades y municipios los colegios grandes, y muchas veces los más prestigiosos, tienen su sede en zonas alejadas o rurales.

En las sedes analizadas el 87% de la planta profesoral tiene por lo menos pregrado, el 77% ha cursado carreras relacionadas con pedagogía y únicamente el 21% tiene formación de posgrado. Esas diferencias también se presentan por región, sobre todo entre los profesores que tienen especialización. El Mapa 1 (pp. 231-234) muestra la distribución por quintiles, según el nivel de profesionalización y la vinculación o no al Nuevo Estatuto. Entre los que tienen título profesional no hay mayor variabilidad (panel A, p. 231) como tampoco entre los que tienen formación pedagógica (panel B, p. 232), de modo que la distribución municipal es relativamente homogénea. Los profesores con nivel de posgrado (panel C, p. 233) se concentran en los municipios situados en las cordilleras y en el Eje Cafetero, es decir, en los más prósperos del país. En los departamentos de Boyacá, Santander y Arauca también hay un alto número de profesores con posgrado.

La distribución de los profesores cobijados por el Nuevo Estatuto (panel D, p. 234) es similar a la de los profesores con posgrado. Estos “nuevos” profesores se concentran en municipios situados cerca del centro del país, en especial sobre las cordilleras. La Costa Caribe, Cauca, Nariño y gran parte de los Llanos Orientales se ubican en el primer quintil de la distribución, lo que indica que en estas zonas la dotación de nuevos maestros está rezagada frente al resto del país.

El Cuadro 2 muestra las brechas en el grado de profesionalización por tipo de institución. Las diferencias más pronunciadas se presentan en el posgrado, entre instituciones educativas oficiales y no oficiales: los colegios oficiales tienen mayor dotación de profesionales con posgrado que los no oficiales. Por su parte, las brechas negativas en jornada completa indican que las instituciones con esta jornada tienen un menor porcentaje de profesores profesionales y con formación pedagógica. Esto puede obedecer a que la mayor parte de las instituciones de media jornada se encuentran en municipios grandes, donde también hay mejor grado de profesionalización (Bonilla, 2014).

En el aspecto regional las brechas urbano/rurales son también pronunciadas en el caso de profesores con posgrado. Mientras que en el área urbana el 33% tiene título de posgrado, en el área rural el porcentaje es del 16%; es decir, el área urbana tiene el doble de profesores con posgrado que el área rural.

No existen diferencias marcadas en términos del calendario; de hecho, según el tipo de calendario, la significancia estadística de la brecha es marginal para los docentes con posgrado. Este resultado es consistente con la descomposición de las desigualdades, la cual se presenta en la siguiente sección, donde el calendario es la única variable que no resulta significativa en algunos casos.

CUADRO 2. BRECHAS EN EL GRADO DE PROFESIONALIZACIÓN POR TIPO DE INSTITUCIÓN

CATEGORÍAS	PROFESIONALES O MÁS			POSGRADO			FORMACIÓN PEDAGÓGICA		
	MEDIA	ERROR ESTÁNDAR	DIFERENCIA	MEDIA	ERROR ESTÁNDAR	DIFERENCIA	MEDIA	ERROR ESTÁNDAR	DIFERENCIA
Oficial	94,67	(0,01)	10,96***	34,28	(0,02)	25,77***	85,43	(0,01)	14,99***
No oficial	83,71	(0,03)		8,51	(0,02)		70,43	(0,03)	
Jornada completa	88,31	(0,02)	-5,82***	19,11	(0,03)	-13,96***	75,56	(0,03)	-9,42***
Resto	94,13	(0,01)		33,07	(0,02)		84,98	(0,01)	
Calendario B	90,49	(0,03)	-2,84***	30,26	(0,04)	-0,08***	80,29	(0,03)	-3,23***
Resto	93,34	(0,01)		30,34	(0,02)		83,52	(0,01)	
Urbano	93,75	(0,01)	4,85***	32,96	(0,02)	16,87***	84,10	(0,01)	6,20***
Rural	88,9	(0,03)		16,10	(0,03)		77,89	(0,03)	
Municipios certificados	93,25	(0,01)	0,61***	31,51	(0,02)	2,77***	82,82	(0,01)	-0,72***
Resto	92,64	(0,01)		28,74	(0,02)		83,54	(0,02)	
Mixto	93,07	(0,01)	1,61***	30,29	(0,01)	-0,74***	83,27	(0,01)	2,91***
Resto	91,46	(0,03)		31,03	(0,07)		80,36	(0,05)	

Notas: 1. *** denota significancia estadística al 1%.

2. Tamaño de la muestra: 12.273 sedes/jornada.

Fuente: DANE (formulario C-600); cálculos de los autores.

4. DISPARIDADES EN LA DOTACIÓN DE PROFESORES CALIFICADOS

Las instituciones educativas se pueden agrupar teniendo en cuenta el tipo de colegio (oficial, no oficial y calendario), la ubicación espacial (zona rural, departamento y municipio) y otras variables. En esta sección se calculan las desigualdades entre grupos y dentro de cada grupo, y se determina qué parte de las desigualdades totales es explicada por la desigualdad entre grupos. En el análisis de las disparidades entre grupos se emplea la descomposición del índice de Theil, siguiendo el método de descomposición grupal que emplea Rey (2004), el cual ha sido utilizado para analizar las diferencias regionales en la dotación educativa (Bonet, 2006) y en la distribución del ingreso (Bonilla, 2011), así como la convergencia de salarios entre áreas metropolitanas (Galvis, 2010). La descomposición del índice de Theil para G grupos o ciudades está dada por la expresión:

$$T = \sum_{g=1}^G s_g \log \left(\frac{n}{n_g s_g} \right) + \sum_{g=1}^G s_g \sum_{i \in g} s_{i,g} \log(n_g s_{i,g}) \quad (1)$$

donde s_g es la participación del profesorado con cierta calificación en el total de profesores, n_g el número de observaciones g y $s_{i,g}$ la participación del número de profesores de la sede i en el grupo g . El primer término de la ecuación (1) corresponde a las desigualdades intergrupales y el segundo a las intragrupalas.

Para evaluar la significancia estadística de los componentes se hacen simulaciones para obtener una distribución que permita distinguir el valor real calculado de la distribución que se obtendría si los resultados fueran aleatorios. El procedimiento consiste en generar una distribución aleatoria de las observaciones entre grupos, utilizando métodos de remuestreo (o *bootstrapping*) para obtener los percentiles de la distribución y determinar si el valor inicial calculado es estadísticamente significativo. Este procedimiento compara el componente intergrupalo obtenido originalmente con el que se observaría si los individuos se distribuyeran de manera uniforme en el espacio. Se repite 99 veces para generar la distribución de referencia y determinar si el verdadero componente interregional del Theil es estadísticamente diferente del que se obtiene por azar⁶.

Para agrupar las instituciones tomamos las siguientes variables: oficial o no, jornada, calendario, ubicación rural o urbana, municipio certificado y secretaría de educación a la que pertenecen, departamento y municipio de localización. Esto permite determinar si existen diferencias regionales en la dotación de profesores calificados. Aquí la pregunta relevante es si hay diferencias en la concentración de profesores por alumno al analizar cada agrupación. Si la distribución por alumno es relativamente equitativa, el índice de Theil debería ser bajo y el componente intergrupalo calculado, no significativo.

El Cuadro 3 muestra los resultados de la descomposición para el total de colegios, oficiales y no oficiales: para el total de profesores por alumno, para los que tienen título profesional y de posgrado y para los que tienen formación en pedagogía. En este caso, la concentración es más alta para los profesores con posgrado, donde la agrupación por municipio muestra una participación del índice de Theil del 35,43% para el total de instituciones, del 43,03% para las oficiales y del 22,51% para las no oficiales. Esto indica que estos profesores están distribuidos más desigualmente.

El cuadro también muestra la descomposición de las disparidades por sector: en las instituciones oficiales hay un mayor aporte a las desigualdades en la dotación de maestros de factores como la localización urbano/rural, la pertenencia a una secretaría de educación, departamento o municipio. Aquí sobresalen la secretaría de educación, el departamento y el municipio, es decir, los factores relacionados con el componente regional. Este resultado tiene sentido, pues la pertenencia a ciertas secretarías, las que disponen de más recursos, implica mayor y mejor dotación, en especial en los colegios oficiales donde, según esta agrupación, los profesores con posgrado participan en un 25,03%, los especializados en pedagogía en un 16,59% y los profesionales en un 15,62%. El efecto

⁶ La significancia del Theil intergrupalo se evaluó empleando las librerías existentes en el módulo PySAL 1.2, con el lenguaje de programación Python (para una descripción del módulo, véase Anselin y Rey, 2005)

es menor en las no oficiales, debido quizá a la competencia con las instituciones oficiales o a regulaciones impuestas por las secretarías de educación.

CUADRO 3. CONTRIBUCIÓN DE LAS DESIGUALDADES INTERGRUPALES EN LA DOTACIÓN DE PROFESORES

TIPO	VARIABLE	CATEGORÍAS	TOTAL	OFICIAL	NO OFICIAL
Total profesores	No oficial	2	21,688		
	Jornada completa	2	11,618	3,659	0,138
	Mixto	2	0,151	0,198	0,934
	Municipio certificado	2	0,005	1,953	1,865
	Calendario B	2	0,587	0,000	2,139
	Rural	2	2,526	7,435	1,734
	Secretaría de educación	94	6,752	15,634	8,451
	Departamento	33	4,943	10,589	3,178
	Municipio	1.119	8,325	24,744	10,285
Profesores profesionales o más	No oficial	2	14,629		
	Jornada completa	2	8,348	2,306	0,382
	Mixto	2	0,088	0,120	0,693
	Municipio certificado	2	0,018	1,438	1,055
	Calendario B	2	0,412	0,006	2,269
	Rural	2	2,376	5,709	1,837
	Secretaría de educación	94	7,705	15,628	8,969
	Departamento	33	5,732	10,741	3,803
	Municipio	1.119	9,725	23,961	10,110
Profesores con posgrado	No oficial	2	1,456		
	Jornada completa	2	0,226	0,056	0,339
	Mixto	2	0,001	0,344	0,996
	Municipio certificado	2	0,054	0,405	1,597
	Calendario B	2	0,003	0,003	0,530
	Rural	2	0,175	0,365	0,301
	Secretaría de educación	94	20,613	25,032	15,344
	Departamento	33	17,619	20,659	6,217
	Municipio	1.119	35,437	43,039	22,512
Profesores profesionales o más con formación pedagógica	No oficial	2	7,513		
	Jornada completa	2	4,073	1,029	0,053
	Mixto	2	0,002	0,104	0,852
	Municipio certificado	2	0,16	1,398	0,748
	Calendario B	2	0,237	0,000	1,340
	Rural	2	1,788	3,450	1,330
	Secretaría de educación	94	9,590	16,597	10,311
	Departamento	33	7,554	12,282	5,176
	Municipio	1.119	11,917	25,456	10,853

Nota: los resultados son significativos al 1%, excepto los que aparecen en cursivas.
Fuente: DANE (formulario C-600); cálculos de los autores.

Este último resultado sugiere que el análisis de los recursos financieros de que disponen los colegios puede aportar luces sobre las disparidades municipales en la dotación educativa. Sobre todo, después de mostrar que hay brechas en la dotación de maestros, los cuales son fundamentales en el proceso de aprendizaje y en los resultados académicos (Barber y Mourshed, 2008). La pregunta es entonces: ¿cuáles son los factores que explican las diferencias en el nivel de profesionalización?; que es el tema de la siguiente sección.

5. DETERMINANTES DEL NIVEL EDUCATIVO DE LOS DOCENTES

Los ejercicios econométricos que aquí se presentan tienen dos objetivos: primero, determinar la relación entre el gasto municipal en educación y el nivel educativo de los profesores de secundaria y media; segundo, analizar la relación entre profesionalización y grado de adopción del Nuevo Estatuto. Todas las regresiones incluyen tres indicadores de formación académica: porcentaje de docentes con formación profesional o de posgrado, porcentaje de profesores al menos con posgrado y porcentaje de docentes con formación profesional o de posgrado y énfasis pedagógico.

En el primer conjunto de regresiones los determinantes del nivel educativo de los profesores por sede y jornada se estiman por mínimos cuadrados ordinarios (MCO). Las variables explicativas se clasifican en dos grupos: las de la institución y las del municipio de localización. El primer grupo, tomado del formulario C-600 por sede/jornada, incluye el tipo de institución (1 si es no oficial), el número de docentes por cada cien alumnos, la jornada escolar (1 si es completa), el semestre en que presentan el examen (1 si es el primero, en general asociado al calendario B), el área de ubicación (1 si es rural) y el género (1 si es mixto). Además, se incluye el número de directivos, consejeros, personal médico y tutores por cada cien alumnos, variables asociadas con el presupuesto de la institución, y el número de estudiantes matriculados como *proxy* de su tamaño. Las variables de municipio incluyen la categoría (1 si es certificado), la población total (en miles), la tasa de urbanización, el índice de necesidades básicas insatisfechas (NBI) y la tasa de analfabetismo en adultos (tomadas del censo de 2005), la tasa promedio de homicidios entre 1998 y 2006 (calculada a partir de las estadísticas vitales del DANE) y el índice de desempeño fiscal de 2008 (DNP). Para determinar si existen diferencias entre instituciones pequeñas y de mayor tamaño, se pondera el tamaño usando como factor de expansión el número de estudiantes matriculados en secundaria y media. Y, como se anotó, para que la muestra sea relativamente homogénea se eliminan las jornadas nocturnas o de fin de semana.

Los resultados de estas regresiones aparecen en el Cuadro 4. Lo primero que salta a la vista es que la planta docente de los colegios no oficiales tiene un rezago importante con respecto a la de los oficiales: una brecha de 10,8 puntos

porcentuales (pp) adicionales en el caso de docentes que al menos son profesionales, 29,3 pp con posgrado y 12,6 pp en profesionales con formación pedagógica. Estas brechas son congruentes con las observadas en el Cuadro 2.

CUADRO 4. ESTIMACIÓN DE LOS DETERMINANTES DEL NIVEL EDUCATIVO DE LOS DOCENTES PARA INSTITUCIONES OFICIALES Y NO OFICIALES, 2009

VARIABLE DEPENDIENTE: PORCENTAJE DE DOCENTES POR NIVEL DE FORMACIÓN	PROFESIONALES O MÁS		CON POSGRADO		PROFESIONAL O MÁS CON FORMACIÓN PEDAGÓGICA	
No oficial	-10,870***	(0,029)	-29,340***	(0,047)	-12,640***	(0,039)
Docentes por cien alumnos	-0,431***	(0,003)	0,196***	(0,006)	-0,572***	(0,005)
Jornada completa	-0,249***	(0,024)	-1,145***	(0,039)	-2,545***	(0,033)
Examen en marzo	-1,349***	(0,025)	0,137***	(0,041)	-1,319***	(0,034)
Género mixto	-0,835***	(0,037)	-5,800***	(0,059)	-1,095***	(0,050)
Directivos por cien alumnos	-0,023***	(0,004)	-0,001	(0,006)	-0,085***	(0,005)
Consejeros por cien alumnos	0,352***	(0,030)	5,365**	(0,049)	1,073***	(0,041)
Personal médico por cien alumnos	-0,132***	(0,043)	0,181***	(0,069)	-0,439***	(0,058)
Tutores por cien alumnos	-0,726***	(0,019)	1,167***	(0,030)	-0,585***	(0,025)
Rural	-4,258***	(0,025)	-14,640***	(0,040)	-6,033***	(0,034)
Estudiantes matriculados	0,001***	(0,000)	0,010***	(0,000)	0,002***	(0,000)
Certificado	0,030	(0,026)	1,050***	(0,042)	-1,257***	(0,035)
Población (en miles)	0,000***	(0,000)	-0,001***	(0,000)	0,000***	(0,000)
Porcentaje urbano	0,005***	(0,001)	-0,142***	(0,001)	0,030***	(0,001)
Porcentaje de NBI	-0,072***	(0,001)	-0,270***	(0,001)	-0,047***	(0,001)
Porcentaje de analfabetismo	0,123***	(0,003)	-0,501***	(0,004)	0,084***	(0,003)
Porcentaje de homicidios	-0,021***	(0,000)	-0,063***	(0,000)	-0,036***	(0,000)
Desempeño fiscal	0,034***	(0,001)	-0,082***	(0,002)	-0,090***	(0,002)
Constante	96,370***	(0,113)	70,010***	(0,184)	96,030***	(0,154)

Notas: 1. *** y ** denotan significancia estadística al 1% y 5%, respectivamente. Errores estándar entre paréntesis.
2. Tamaño de la muestra: 12.273 sedes/jornada, 2.988 no oficiales y 9.285 oficiales.
Fuente: DANE (formulario C-600); cálculos de los autores.

Otras variables cuya asociación siempre resulta negativa son la jornada completa, el carácter mixto, el número de directivos por alumno, el área rural, el índice NBI y la tasa de homicidios. El número de consejeros y el de estudiantes matriculados

inciden de manera positiva en los indicadores de formación académica. El número de docentes por alumno, tomar la prueba Saber en marzo, el personal médico y los tutores tienen un efecto negativo en el porcentaje de profesionales y de profesionales con formación pedagógica, y positivo en el de docentes con posgrado. La población municipal y las tasas de urbanización y analfabetismo muestran signos positivos. La certificación del municipio incide positivamente en el porcentaje de docentes con posgrado y negativamente en el de profesionales con formación pedagógica.

Algunos signos cambian cuando las instituciones oficiales se separan de las no oficiales. Por ejemplo, en las instituciones no oficiales el número de consejeros pasa a tener un efecto negativo y el número de directivos un efecto positivo. Así mismo, el área rural se relaciona de manera positiva con el porcentaje de profesionales y profesionales con formación pedagógica en los colegios privados (Cuadro 5). La jornada completa tiene, ahora, un efecto positivo en el porcentaje de docentes con posgrado en ambos tipos de instituciones. En cuanto a la certificación del municipio, el efecto resulta positivo en profesionales y profesionales pedagógicos en el caso de los no oficiales, mientras que en los oficiales solo es positivo en posgrado (Cuadro 6).

CUADRO 5. ESTIMACIONES DE LOS DETERMINANTES DEL NIVEL EDUCATIVO DE LOS DOCENTES PARA INSTITUCIONES NO OFICIALES, 2009

VARIABLE DEPENDIENTE: PORCENTAJE DE DOCENTES POR NIVEL DE FORMACIÓN	PROFESIONALES O MÁS		CON POSGRADO		PROFESIONAL O MÁS CON FORMACIÓN PEDAGÓGICA	
Docentes por cien alumnos	-0,588***	(0,006)	0,055***	(0,004)	-0,663***	(0,007)
Jornada completa	-0,376***	(0,061)	-0,080*	(0,044)	-2,195***	(0,075)
Examen en marzo	-2,201***	(0,076)	1,989***	(0,055)	-4,335***	(0,093)
Género mixto	-1,343***	(0,071)	-0,810***	(0,051)	-0,730***	(0,088)
Directivos por cien alumnos	0,541***	(0,009)	0,217***	(0,007)	0,433***	(0,011)
Consejeros por cien alumnos	-0,137**	(0,056)	-0,432***	(0,041)	-0,101	(0,069)
Personal médico por cien alumnos	1,710***	(0,085)	0,798***	(0,061)	1,829***	(0,105)
Tutores por cien alumnos	-1,378***	(0,057)	0,073*	(0,041)	-1,241***	(0,070)
Rural	3,674***	(0,135)	-1,292***	(0,098)	5,517***	(0,167)
Estudiantes matriculados	0,003***	(0,000)	0,007***	(0,000)	0,004***	(0,000)
Certificado	6,593***	(0,114)	-0,859***	(0,082)	6,390***	(0,141)
Población (en miles)	0,000***	(0,000)	0,000***	(0,000)	0,001***	(0,000)
Porcentaje urbano	-0,005	(0,003)	-0,009***	(0,002)	0,017***	(0,004)
Porcentaje de NBI	-0,080***	(0,008)	-0,096***	(0,005)	0,004	(0,009)

CUADRO 5. ESTIMACIONES DE LOS DETERMINANTES DEL NIVEL EDUCATIVO DE LOS DOCENTES INSTITUCIONES NO OFICIALES, 2009 (CONTINUACIÓN)

VARIABLE DEPENDIENTE: PORCENTAJE DE DOCENTES POR NIVEL DE FORMACIÓN	PROFESIONALES O MÁS		CON POSGRADO		PROFESIONAL O MÁS CON FORMACIÓN PEDAGÓGICA	
Porcentaje de analfabetismo	1,077***	(0,025)	0,756***	(0,018)	0,812***	(0,031)
Porcentaje de homicidios	-0,112***	(0,001)	-0,035***	(0,001)	-0,092***	(0,001)
Desempeño fiscal	0,183***	(0,006)	-0,064***	(0,004)	-0,141***	(0,007)
Constante	63,960***	(0,594)	6,801***	(0,428)	72,390***	(0,733)

Notas: 1. *** denota significancia estadística al 1%, respectivamente. Errores estándar entre paréntesis.

2. Tamaño de la muestra: 2.988 sedes/jornada.

Fuente: DANE (formulario C-600); cálculos de los autores.

CUADRO 6. ESTIMACIONES DE LOS DETERMINANTES DEL NIVEL EDUCATIVO DE LOS DOCENTES PARA INSTITUCIONES OFICIALES, 2009

VARIABLE DEPENDIENTE: PORCENTAJE DE DOCENTES POR NIVEL DE FORMACIÓN	PROFESIONALES O MÁS		CON POSGRADO		PROFESIONAL O MÁS CON FORMACIÓN PEDAGÓGICA	
Docentes por cien alumnos	-0,302***	(0,006)	0,479***	(0,012)	-0,525***	(0,009)
Jornada completa	-1,025***	(0,027)	-2,072***	(0,049)	-3,717***	(0,038)
Examen en marzo	-0,320***	(0,026)	0,132***	(0,049)	-0,002	(0,037)
Género mixto	-0,450***	(0,046)	-9,510***	(0,084)	-0,926***	(0,065)
Directivos por cien alumnos	-0,286***	(0,004)	-0,136***	(0,007)	-0,342***	(0,005)
Consejeros por cien alumnos	1,242***	(0,040)	11,800***	(0,073)	3,226***	(0,056)
Personal médico por cien alumnos	-2,466***	(0,052)	-0,537***	(0,095)	-3,231***	(0,073)
Tutores por cien alumnos	-0,470***	(0,019)	1,365***	(0,035)	-0,370***	(0,027)
Rural	-5,028***	(0,025)	-14,890***	(0,045)	-6,828***	(0,035)
Estudiantes matriculados	0,000***	(0,000)	0,011***	(0,000)	0,001***	(0,000)
Certificado	-0,216***	(0,025)	1,528***	(0,047)	-1,610***	(0,036)
Población (en miles)	0,000***	(0,000)	-0,002***	(0,000)	0,000***	(0,000)
Porcentaje urbano	0,006***	(0,001)	-0,166***	(0,001)	0,028***	(0,001)
Porcentaje de NBI	-0,080***	(0,001)	-0,292***	(0,001)	-0,059***	(0,001)
Porcentaje de analfabetismo	0,102***	(0,002)	-0,538***	(0,004)	0,058***	(0,003)
Porcentaje de homicidios	-0,014***	(0,000)	-0,061***	(0,000)	-0,032***	(0,000)
Desempeño fiscal	0,024***	(0,001)	-0,069***	(0,002)	-0,077***	(0,002)
Constante	97,540***	(0,116)	74,000***	(0,213)	96,990***	(0,164)

Notas: 1. ***, ** y * denota significancia estadística al 1%, 5% y 10%, respectivamente. Errores estándar entre paréntesis.

2. Tamaño de la muestra: 9.285 sedes/jornada

Fuente: DANE (formulario C-600); cálculos de los autores

Es preocupante el signo del porcentaje de NBI en ambos tipos de colegios. Esto indica que el grado de profesionalización es más bajo en los municipios más pobres. Tal como hoy opera el sistema educativo, los municipios con más recursos son los que dan mayores garantías a los profesores y contratan a los más calificados. En su análisis de la dotación de maestros por habitante, Núñez *et al.* (2002) encuentran un resultado similar y muestran que la asignación de maestros por municipio tiene una asociación positiva con el índice de calidad de vida (ICV), y negativa con el índice de NBI. En otras palabras, existen desigualdades en la asignación de maestros, pues las regiones más pobres tienen menor dotación.

El Cuadro 7 repite las regresiones de los colegios oficiales añadiendo dos variables explicativas: el gasto municipal por alumno en planta docente y el porcentaje de profesores que se rigen por el Nuevo Estatuto⁷. En lo que respecta al estatuto docente, se encuentra una relación negativa y significativa: por cada pp de profesores regidos por el Nuevo Estatuto, la participación de profesionales, con posgrado y con formación pedagógica se reduce en 0,002, 0,36 y 0,1 pp, respectivamente. Este resultado es contrario al esperado, pues las instituciones que tienen mayor proporción de profesores regidos por el Nuevo Estatuto deberían registrar un mayor grado de profesionalización. Para entender las causas de este resultado se necesitan datos por profesor y comparar el nivel de profesionalización de los docentes regidos por los dos regímenes, lo cual no es posible con la información disponible.

Aunque hay varias explicaciones posibles. Primera, los profesores que se rigen por el Nuevo Estatuto son, en promedio, más jóvenes, y quizá aún no se han profesionalizado. Segunda, puede ser una consecuencia del cambio en el sistema de ascensos. Mientras que con el escalafón anterior bastaba certificar nuevos niveles de estudio, en el Nuevo Estatuto hay más exigencias y los ascensos son más graduales, lo que puede desincentivar la mayor formación. Por ejemplo, exige tres años de experiencia y pasar las pruebas respectivas para subir en el escalafón, pero no se garantiza el ascenso, pues se necesita además que haya disponibilidad presupuestal.

Otra explicación puede ser que los colegios con mayor proporción de “nuevos” profesores, amparados por el Nuevo Estatuto, son los que tenían menor porcentaje de profesores calificados y mayor deficiencia en este aspecto. Así, los resultados sugerirían que el Nuevo Estatuto estaría ayudando a subsanar ese déficit. Caber señalar que, en la muestra analizada, el 82% de los profesores “nuevos” está clasificado en el escalafón 2, lo cual implica que tienen como mínimo licenciatura o especialización.

⁷ El gasto en 2009 se mide en unidades de \$100.000 y se calcula con base en el Sicep del DNP. El porcentaje de docentes se calcula a partir del formulario C-600 del DANE.

CUADRO 7. ESTIMACIONES DE LOS DETERMINANTES DEL NIVEL EDUCATIVO DE LOS DOCENTES PARA INSTITUCIONES OFICIALES, INCLUYENDO INCIDENCIA DEL NUEVO ESTATUTO Y GASTO EN PLANTA EDUCATIVA, 2009

VARIABLE DEPENDIENTE: PORCENTAJE DE DOCENTES POR NIVEL DE FORMACIÓN	PROFESIONALES O MÁS		CON POSGRADO		PROFESIONAL O MÁS CON FORMACIÓN PEDAGÓGICA	
Porcentaje de docentes del Nuevo Estatuto	-0,002***	(0,000)	-0,369***	(0,001)	-0,109***	(0,001)
Gasto en personal por alumno	0,325***	(0,004)	1,792***	(0,006)	0,661***	(0,005)
Docentes por cien alumnos	-0,307***	(0,007)	-0,091***	(0,011)	-0,726***	(0,009)
Jornada completa	-1,212***	(0,027)	-1,444***	(0,047)	-3,565***	(0,038)
Examen en marzo	-0,865***	(0,027)	-2,879***	(0,047)	-1,115***	(0,038)
Género mixto	-0,518***	(0,046)	-7,177***	(0,080)	-0,279***	(0,064)
Directivos por cien alumnos	-0,278***	(0,004)	-0,288***	(0,007)	-0,364***	(0,006)
Consejeros por cien alumnos	0,901***	(0,040)	6,412***	(0,070)	1,531***	(0,056)
Personal médico por cien alumnos	-2,424***	(0,052)	0,506***	(0,090)	-2,971***	(0,072)
Tutores por cien alumnos	-0,468***	(0,019)	1,724***	(0,033)	-0,283***	(0,027)
Rural	-4,812***	(0,026)	-8,351***	(0,045)	-4,695***	(0,036)
Estudiantes matriculados	0,000***	(0,000)	0,007***	(0,000)	0,000***	(0,000)
Certificado	0,296***	(0,026)	5,256***	(0,046)	-0,240***	(0,037)
Población (en miles)	0,000***	(0,000)	-0,001***	(0,000)	0,000***	(0,000)
Porcentaje urbano	0,014***	(0,001)	-0,149***	(0,001)	0,036***	(0,001)
Porcentaje de NBI	-0,074***	(0,001)	-0,320***	(0,001)	-0,066***	(0,001)
Porcentaje de analfabetismo	0,122***	(0,002)	-0,331***	(0,004)	0,132***	(0,003)
Porcentaje de homicidios	-0,012***	(0,000)	-0,031***	(0,000)	-0,022***	(0,000)
Desempeño fiscal	0,012***	(0,001)	-0,116***	(0,002)	-0,092***	(0,002)
Constante	92,730***	(0,127)	55,070***	(0,223)	89,210***	(0,178)

Notas: 1. *** denota significancia estadística al 1%, respectivamente. Errores estándar entre paréntesis.

2. Tamaño de la muestra: 12.273 sedes/jornada; 2.988 no oficiales y 9.285 oficiales.

Fuente: DANE (formulario C-600); cálculos de los autores.

Por otra parte, la relación entre grado de profesionalización y gasto en personal educativo es positiva: por cada \$100.000 adicionales por alumno que gasta el municipio en personal educativo, aumenta en 0,32 pp el porcentaje de docentes profesionales, en 1,79 pp el de docentes con posgrado y en 0,66 pp el de profesionales con formación pedagógica. En suma, se obtiene el resultado esperado: los municipios que más invierten en este rubro presentan en promedio un mayor grado de profesionalización docente. A diferencia de lo que encontraron Gaviria y Barrientos (2001), en su análisis con cifras a 1999, nuestros resultados con cifras más recientes indican que los recursos sí importan. Se puede plantear,

entonces, que un sistema de incentivos que no esté acompañado de los recursos para atraer y retener a los mejores profesionales, se asume como una política que no responde a las necesidades de nuestro sistema educativo.

Finalmente, cuando se incluyen estas variables, se observan cambios en los signos de los demás coeficientes. Por ejemplo, la certificación del municipio y su población pasan a tener efectos positivos en el porcentaje de docentes profesionales. Estos cambios pueden reflejar el hecho de que los municipios certificados y grandes son los que tienen la mayor cantidad de docentes regidos por el Nuevo Estatuto. Así, al controlar esta variable, que tenía un efecto negativo, se encuentra que la autonomía administrativa tiene efectos positivos. De la misma manera, en lo que respecta al porcentaje de docentes con posgrado, el efecto del número de docentes por alumno pasa a ser negativo; y el de examen en marzo y personal médico, positivo.

6. CONCLUSIONES

El primer tema que se aborda en este artículo es la desigualdad regional en la dotación de docentes calificados. Por medio de ejercicios de descomposición del índice de entropía de Theil se encuentra que su distribución espacial es desigual. Las diferencias entre secretarías de educación, municipios y departamentos contribuyen de manera significativa a la desigualdad total. Y también las disparidades entre zonas urbanas y rurales, y entre municipios certificados y no certificados. Esto implica que el acceso a la educación de calidad no es aleatorio, y que los estudiantes de algunas regiones y ciudades tienen ventajas sobre los de otras, en la medida en que tienen acceso a docentes mejor preparados.

La desigualdad en el grado de profesionalización que se observa entre regiones refleja diferencias en otras dimensiones. En la última sección se estimaron los determinantes del nivel educativo de los docentes y se encontró que las características sociodemográficas de los municipios donde se ubican las instituciones educativas afectan positivamente la proporción de docentes con posgrado, mientras que en el caso de profesionales y con formación pedagógica, las variables relacionadas con la institución tienden a ser más importantes.

Por su parte, el grado de adopción del Nuevo Estatuto tiene una relación inversa con los indicadores de profesionalización. Este resultado parece sorprendente, pero quizá indique que esta normatividad ha tenido mayor incidencia en las instituciones con menor porcentaje de profesores calificados. De ser así, dado que la mayoría de los nuevos profesores tiene al menos título profesional, el Nuevo Estatuto estaría ayudando a superar las deficiencias en el nivel de profesionalización.

El gasto público en personal educativo siempre mostró un efecto positivo y significativo, lo que implica que los municipios que más invierten en este rubro tienen docentes mejor preparados. Ligando esta conclusión a lo encontrado para

el Nuevo Estatuto, se puede afirmar que los resultados de este trabajo muestran que un sistema de incentivos carente de los recursos para atraer y retener a los mejores profesionales no mejora la calidad del profesorado. Además, si la brecha de recursos económicos entre entidades territoriales genera diferencias en el grado de profesionalización, es posible que también afecte la calidad de la educación que imparten los profesores; un tema que se debería investigar.

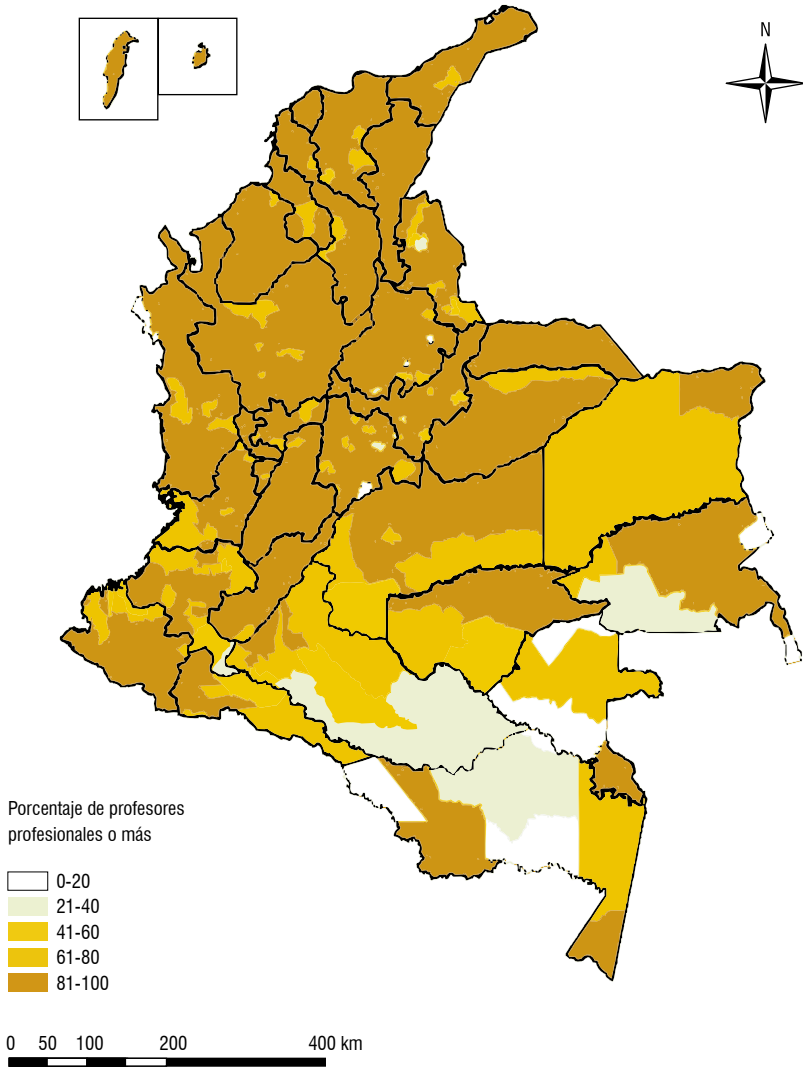
REFERENCIAS

- Acosta, O. L. (2006). “Comentarios sobre el ensayo «Inequidad espacial en la dotación educativa regional en Colombia»”, *Ensayos sobre Política Económica*, vol. 51, núm. 1, pp. 130-134.
- Anselin, L.; Rey, S. (2005). “PySAL, A Python Library for Spatial Analytical Functions”, Annual Meeting of the Association of American Geographers, Denver, Colorado.
- Barber, M.; Mourshed, M. (2008). “Cómo hicieron los sistemas educativos con mejor desempeño del mundo para alcanzar sus objetivos”, Documento de Trabajo, Programa de Promoción de la Reforma Educativa en América Latina y el Caribe, núm. 41.
- Bonet, J. (2006). “Inequidad espacial en la dotación educativa regional en Colombia”, *Ensayos sobre Política Económica*, vol. 51, núm. 1, pp. 92-128.
- Bonilla, L. (2011). “Determinantes de las diferencias regionales en la distribución del ingreso en Colombia, un ejercicio de microdescomposición”, en L. Bonilla Mejía (ed.) *Dimensión regional de la desigualdad en Colombia*, Colección de Economía Regional, Banco de la República, pp. 65-119.
- 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.
- Clotfelter, C. T.; Ladd, H. F.; Vigdor, J. L. (2007). “Teacher Credentials and Student Achievement: Longitudinal Analysis with Student Fixed Effects”, *Economics of Education Review*, vol. 26, núm. 6, pp. 673-682.
- Figlio, D. N. (2002). “Can Public Schools Buy Better-Qualified Teachers?”, *Industrial and Labor Relations Review*, núm. 55, vol. 4, pp. 686-699.
- Galvis, L. A. (2010). “Comportamiento de los salarios reales en Colombia: un análisis de convergencia condicional, 1984-2009”, Documentos de Trabajo sobre Economía Regional, núm. 127, Banco de la República, Cartagena.
- Gaviria, A.; Barrientos, J. H. (2001). “Determinantes de la calidad de la educación en Colombia”, Archivos de Economía, núm. 159, Departamento Nacional de Planeación.

- Gilpin, G.; M. Kaganovich. (2009). “The Quantity and Quality of Teachers: A Dynamic Trade-off”, Cesifo, working paper, núm. 2516.
- Hanushek, E. (1971). “Teacher Characteristics and Gains in Students Achievement: Estimation Using Micro Data, *American Economic Review*, vol. 61, núm. 2, pp. 280-288.
- Lakdawalla, D. (2001). “The Declining Quality of Teachers”, working paper, núm. 8263, National Bureau of Economic Research.
- Melo, L. (2005). “Impacto de la descentralización fiscal sobre la educación pública colombiana”, *Borradores de Economía*, núm. 350, Banco de la República.
- Núñez, J.; Steiner, R.; Cadena, X.; Pardo, R. (2002). “¿Cuáles colegios ofrecen mejor educación en Colombia?”, *Archivos de Economía*, núm. 193, Departamento Nacional de Planeación.
- Rey, S. (2004). “Spatial Analysis of Regional Income Inequality”, M. F. Goodchild y D. G. Janelle (eds.), *Spatially Integrated Social Science*, pp. 280-299, Oxford: Oxford University Press.
- Villa, L.; Duarte, J. (2002). “Los colegios en concesión de Bogotá, Colombia: una experiencia innovadora de gestión escolar reformas o mejoramiento continuo”, documento de trabajo, *Diálogo regional de política*, BID.

MAPA 1. DISTRIBUCIÓN DE LOS PROFESORES SEGÚN EL GRADO DE ESPECIALIZACIÓN (PORCENTAJE)

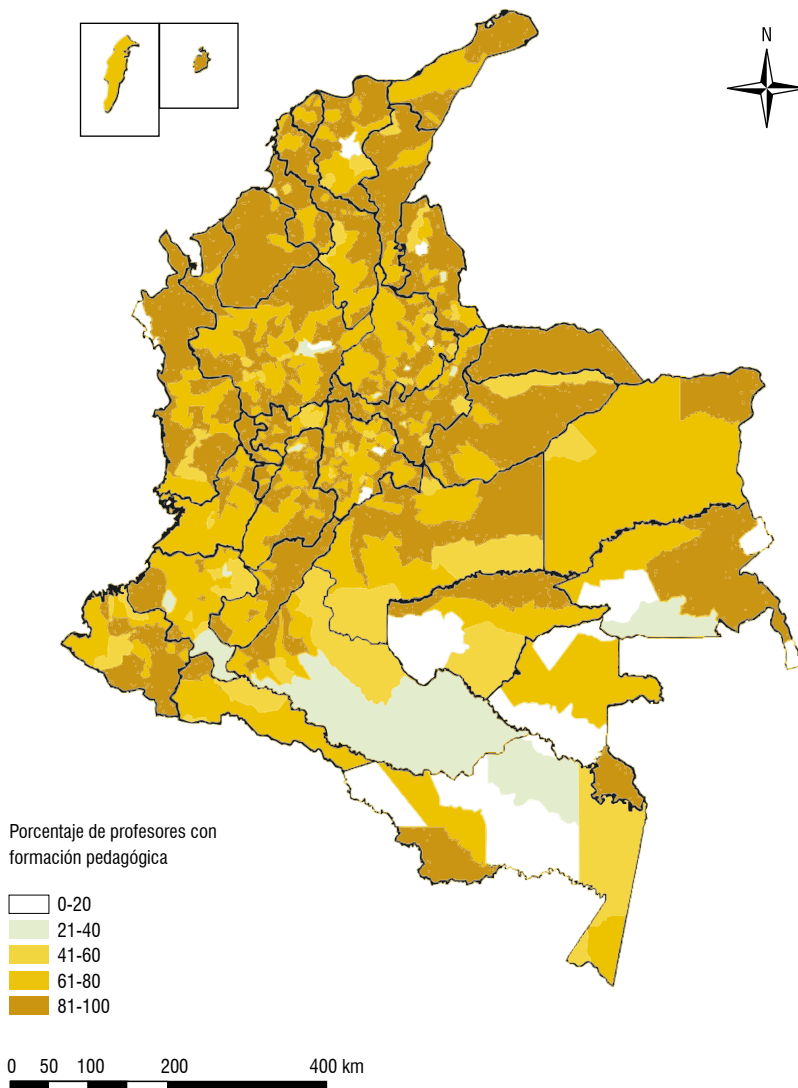
A. PROFESIONALES



Fuente: DANE (formulario C-600); cálculos de los autores.

MAPA 1. DISTRIBUCIÓN DE LOS PROFESORES SEGÚN EL GRADO DE ESPECIALIZACIÓN (PORCENTAJE)

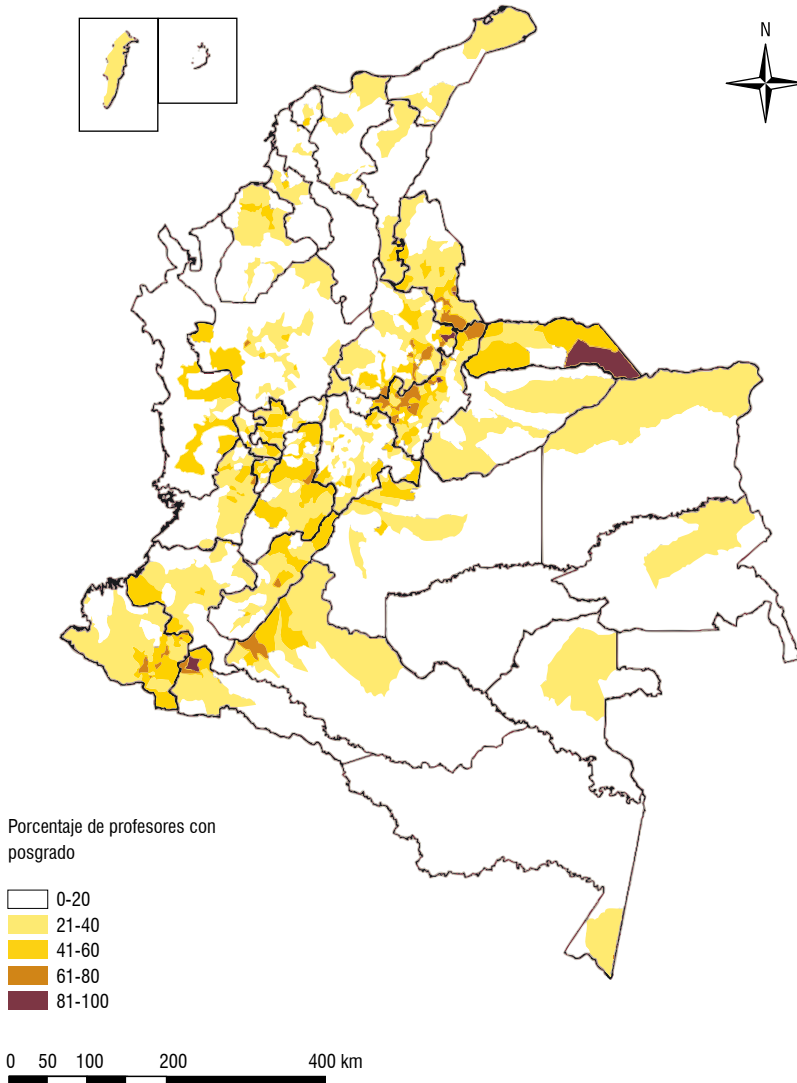
B. FORMACIÓN PEDAGÓGICA



Fuente: DANE (formulario C-600); cálculos de los autores.

MAPA 1. DISTRIBUCIÓN DE LOS PROFESORES SEGÚN EL GRADO DE ESPECIALIZACIÓN (PORCENTAJE)

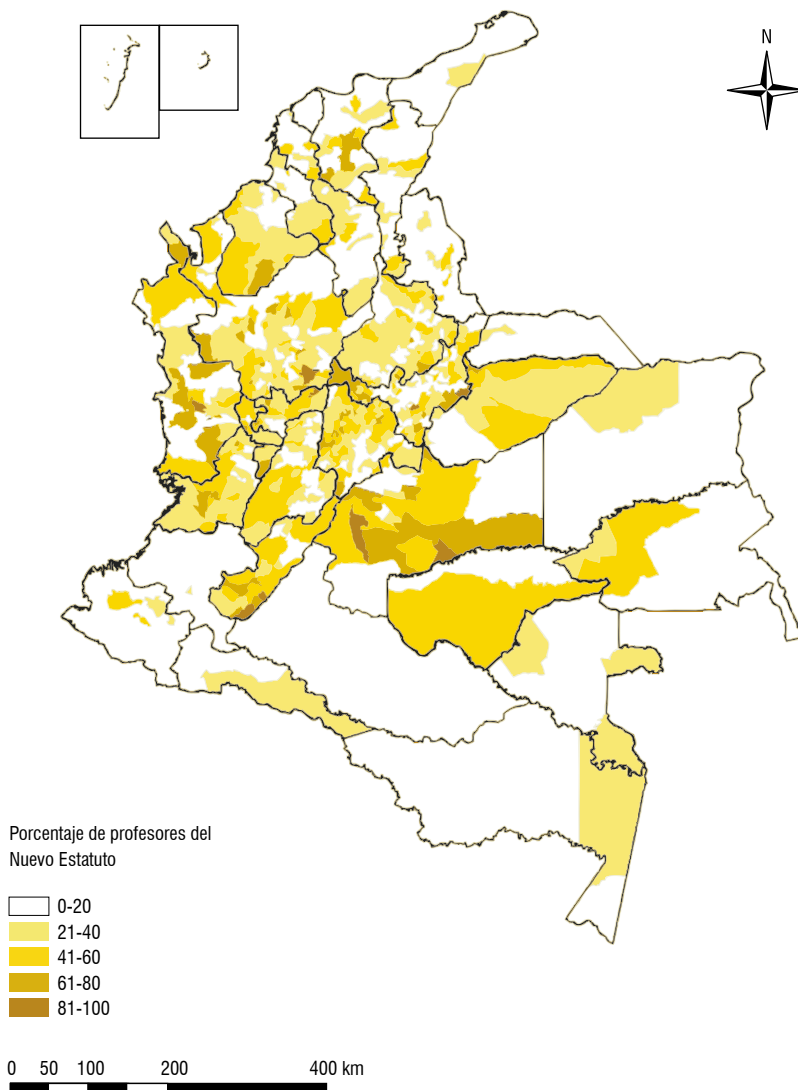
C. POSGRADO



Fuente: DANE (formulario C-600); cálculos de los autores.

MAPA 1. DISTRIBUCIÓN DE LOS PROFESORES SEGÚN EL GRADO DE ESPECIALIZACIÓN (PORCENTAJE)

D. NUEVO ESTATUTO



Fuente: DANE (formulario C-600); cálculos de los autores.

¿FUGA INTERREGIONAL DE CEREBROS? EL CASO COLOMBIANO

Laura Cepeda Emiliani

La autora, cuando escribió este artículo se desempeñaba como economista del Centro de Estudios Económicos Regionales (CEER) del Banco de la República, sucursal Cartagena. Ella agradece a Jerónimo Castro, Julián Acevedo y María Lut Siza de Colfuturo por su valiosa colaboración para el acceso a la información utilizada en este trabajo. Igualmente, agradece los comentarios de Adolfo Meisel, Javier Pérez, Andrea Otero, Karina Acosta, Andrés Sánchez y Juan David Barón. Andrés Castaño prestó una excelente asistencia de investigación en la elaboración de este capítulo. Las opiniones y posibles errores son de responsabilidad exclusiva de la autora y no comprometen al Banco de la República ni a su Junta Directiva.

El capital humano ha sido ampliamente reconocido como una de las inversiones más rentables tanto individual (pues aumenta los ingresos y la calidad de vida), como socialmente, gracias a las externalidades positivas que genera. Entre las más importantes investigaciones que resaltan el papel de este aspecto en la Economía, Lucas (1988) afirma que la acumulación de capital humano es parte fundamental del crecimiento económico. Romer (1990), por su lado, resalta el papel de la educación para la innovación en una economía, y Nelson y Phelps (1966) su importancia en la adopción de nuevas tecnologías. De igual manera, varios estudios nacionales e internacionales señalan que la educación es el factor más importante para la movilidad social y, por ende, para reducir la desigualdad.

Las diferencias en capital humano también han sido señaladas como el factor que más explica las disparidades en el ingreso entre países. En particular, una rama de esta literatura se enfoca en la geografía económica del capital humano (o del talento), la cual estudia su distribución espacial mediante el número de años de educación, y cómo esta afecta el desarrollo de las regiones.

Desde una perspectiva de política pública, la acumulación regional de capital humano adquiere una gran importancia pues, como se mencionó, es uno de los grandes determinantes del crecimiento y del desarrollo económico. Debido a esto, la escogencia del lugar donde se vive y trabaja contribuye al proceso de acumulación regional de capital humano (Becker, 1964; Mixon y Hsing, 1994) y a la expansión del conocimiento, con las externalidades que esto conlleva. Teniendo en cuenta lo anterior, una pregunta que se han hecho tanto académicos como diseñadores de políticas consiste en establecer qué deben hacer las regiones para atraer capital humano altamente calificado o para evitar perder el capital humano oriundo de ellas, pues, como señalan McCulloch y Yellen (1977), la existencia de factores móviles puede afectar las políticas de desarrollo regional.

Esta pregunta es de crucial importancia en un país como Colombia, donde las diferencias regionales tanto en términos del PIB por habitante, como en las condiciones del mercado laboral, son grandes y han sido ampliamente documentadas (Galvis y Meisel, 2011; Arango, 2013). Colombia, además, se caracteriza por tener una baja movilidad intergeneracional (Bonilla, 2011), por lo que la migración hacia regiones más prósperas en muchos casos es la alternativa más favorable para aumentar la calidad de vida de una persona.

Dado este panorama, el presente capítulo estudia la distribución espacial en Colombia de un grupo de individuos altamente calificados: aquellos que han sido beneficiarios del programa de becas de Colfuturo, y han culminado sus

estudios de posgrado en el exterior. Usualmente el término “fuga de cerebros” es utilizado para referirse a la migración de personas altamente educadas entre países, generalmente desde países en desarrollo hacia países desarrollados. Sin embargo, aunque en menor medida, también se ha utilizado para describir este fenómeno dentro de un país, lo que se ha denominado como “fuga interregional de cerebros”.

La migración del talento humano dentro de un país puede seguir una dinámica similar a la migración internacional, aunque con algunas diferencias cruciales. La más importante es la facilidad en la movilidad, no solo en términos de menores costos de transporte, sino que al desplazarse a otra ciudad dentro del mismo país no se está sujeto a los controles migratorios que existen entre países. Adicionalmente, hay información más completa acerca de las oportunidades laborales disponibles en otras regiones de un mismo país que sobre las oportunidades en otros países. Otro factor que ayuda en la movilidad son las similitudes culturales, las cuales han sido ampliamente señaladas en la literatura como determinantes importantes de la decisión de migrar, así como la existencia de colonias de personas del mismo sitio de origen en el lugar de destino. Estos factores tienen el potencial de agudizar el problema de concentración de capital humano en una determinada región del país.

La fuga interregional por lo general se ha estudiado de un sector de trabajo a otro, usualmente del sector público al privado, o de las áreas rurales a las urbanas (Glaeser y Mare, 2001). En algunos países como Italia y los Estados Unidos se ha analizado el fenómeno entre regiones. En países en desarrollo la cuestión de la concentración espacial del capital humano ha sido menos estudiada, aunque muchos de estos se caracterizan por tener una ciudad dominante, como es común en algunos países de América Latina.

Los resultados de este estudio generan preguntas acerca de cuáles son los incentivos que deben ofrecer las regiones para atraer a las personas más calificadas, además, es el primero en examinar una población tan específica. En primer lugar, se investigan los factores que influyen en la escogencia de residencia dentro de Colombia después del posgrado en el exterior. Se encuentra que la edad, el tamaño de la población del municipio de nacimiento y el hecho de haber vivido en Bogotá con anterioridad son los factores que más influyen en la decisión de volver a la capital después del posgrado.

En segundo lugar, se evalúa qué influye en la decisión de volver o no al país luego del posgrado. En este caso se encuentra, de nuevo, que las personas jóvenes y solteras, y quienes han estudiado programas en las áreas de Administración o Ingeniería tienen menor probabilidad de volver al país. Asimismo, se encuentra que los que trabajaban antes del posgrado en el sector privado, quienes hicieron una práctica profesional al terminar el posgrado, y los que cursaron programas más cortos (de un año o menos) tienen una menor probabilidad de volver.

Este capítulo está organizado de esta forma: la siguiente sección resume los principales hallazgos encontrados por los trabajos sobre la fuga internacional e interregional de cerebros. También, presenta un breve resumen de los principales resultados de la literatura sobre la geografía económica del capital humano. La sección 2 describe los datos y presenta estadísticas descriptivas acerca de los beneficiarios del programa de becas Colfuturo. La sección 3 describe los modelos por estimar y los resultados. Por último, las reflexiones finales se presentan en la sección 4.

1. REVISIÓN DE LITERATURA

Hoy en día no existe un consenso acerca del impacto de la fuga de cerebros entre países, tanto sobre el país receptor como el expulsor. Sin embargo, en cuanto a la fuga interregional se refiere, se encuentra que las regiones expulsoras por lo general resultan afectadas de manera negativa, ya que las personas que migran suelen ser las más educadas y, por ende, las regiones pierden una parte importante de su capital humano (Fratesi y Percoco, 2009; Barón, 2011; Romero, 2010). Además, las regiones receptoras de capital humano son las más innovadoras y las que más crecen.

Los primeros trabajos sobre el tema suponían que la decisión de dónde trabajar era una función de los incentivos financieros y de las oportunidades laborales en la región de destino. Sin embargo, existe una creciente literatura que relaciona la geografía del capital humano, con la diversidad y las opciones culturales y de entretenimiento, conocidas en la literatura como *amenities* (Florida, 2002). También se ha estudiado la relación entre la calidad de las universidades y las decisiones migratorias de los jóvenes (Ciriaci, 2009; Faggian y McCann, 2004).

Para Italia, un país con marcadas diferencias económicas y sociales entre sus regiones del sur y centro-norte, existe una literatura relativamente amplia sobre el capital humano y el desarrollo regional. Dotti *et al.* (2010) encuentran que ninguna de las provincias del sur italiano son receptoras netas de estudiantes universitarios y que solo dos de ellas ofrecen oportunidades laborales con salarios por encima del promedio. Su tesis es que las universidades de calidad pueden aumentar la capacidad de las regiones con economías dinámicas para atraer capital humano desde regiones más rezagadas. No obstante, encuentran que lo que hace atractiva a una región para estudiantes universitarios está estrictamente ligado a las oportunidades laborales, lo cual quiere decir que las características de las universidades son solo parte de la explicación de los patrones migratorios de los estudiantes.

Ciriaci (2009) estudia los determinantes de la probabilidad de migrar del sur y al norte de Italia, tanto para escoger dónde se estudia el pregrado como para elegir dónde se trabaja después. La autora encuentra que la calidad universitaria, en términos de los recursos para investigación y de la calidad de la enseñanza,

son variables fundamentales para explicar la decisión de migrar del sur hacia el norte de Italia y que los estudiantes suelen quedarse a trabajar en la región donde estudian el pregrado. Para el caso de Inglaterra, Faggian y McCann (2004) encuentran que, si bien la decisión de migrar hacia una ciudad para estudiar el pregrado es independiente de las características económicas o de innovación de una ciudad (como la calidad de las universidades), los estudiantes suelen quedarse a trabajar en la región donde estudiaron si la innovación y la calidad de vida allí son más altas con respecto a sus lugares de origen.

En la literatura sobre el desarrollo regional que utiliza un grupo de países se destacan Gennaioli *et al.* (2011) y Acemoglu y Dell (2010), quienes encuentran que el capital humano (medido como el número de años de educación) es el determinante más importante tanto del ingreso como de la productividad regional. Usando información para más de 1.500 regiones dentro de 110 países, correspondiente al 74% de la superficie del mundo y al 96% del PIB global, Gennaioli *et al.* (2011) encuentran que la educación es el determinante más importante del desarrollo regional, y el único que explica una porción sustancial de la desigualdad entre regiones. Además, muestran que la educación crea externalidades positivas significativas, las cuales surgen principalmente de la calidad y no de la cantidad del capital humano. Finalmente, encuentran que las regiones más educadas tienen empresas más grandes y más productivas, y mayor participación laboral.

2. DATOS

Esta investigación utiliza información del programa de becas de Colfuturo, entidad que funciona con un esquema público–privado, que se dedica a financiar estudios de posgrado en el exterior (especialización, maestría y doctorado) de profesionales colombianos destacados, mediante un programa de beca-crédito. Entre 1992 y 2011 Colfuturo seleccionó a 5.231 profesionales como beneficiarios¹. La entidad financia posgrados por máximo 24 meses y un tope de US\$25.000 por año. La beca-crédito contiene un componente condonable, sujeto a que los beneficiarios del programa cumplan el reglamento que firmaron al momento de recibir la beca². Las condiciones para la condonación son básicamente dos: 1) establecer la residencia en Colombia después del posgrado y permanecer en el país por un tiempo determinado (el cual depende del tiempo de estudio, y generalmente es el doble del tiempo de estudio más un año, o el período de amortización del crédito,

¹ En este número están incluidos todos los seleccionados, sin importar si usaron o no la beca.

² El porcentaje de condonación ha variado a lo largo de los años y depende del área de estudio y del sector en que se trabaja después del posgrado. Los reglamentos de los distintos años pueden ser consultados en www.colfuturo.org.

cualquiera que sea más largo), y 2) reportarse con certificaciones laborales cada seis meses para probar que efectivamente se está viviendo en el país. Los que incumplen el reglamento (por ejemplo, si no se gradúan a tiempo, no vuelven al país o si se van antes de cumplir con el requisito de permanencia), pierden derecho a todas las condonaciones.

Aunque los requisitos para postularse al programa han variado, algunos se mantienen para la mayoría de los años y son el principal insumo de este estudio. Entre estos, es necesario diligenciar un formulario que contiene características como la fecha y el lugar de nacimiento, género, estado civil, número de hijos y, en algunos años, la experiencia profesional, además de la ciudad y el nombre del colegio donde se completó el bachillerato³. Asimismo, los candidatos deben presentar su hoja de vida, las notas del pregrado, a partir de las cuales se obtuvo el promedio acumulado, y posgrado (si se tiene), el certificado del puesto ocupado en el pregrado y la certificación laboral del trabajo al momento de postularse a la beca (por tanto, se tiene el salario, el nombre de la entidad y la ciudad donde se trabajaba). A partir de esos registros, además, se puede determinar si los beneficiarios han trabajado en el exterior antes de postularse a la beca.

Las características del programa de posgrado por realizar están documentadas detalladamente. Entre estas se tiene el nombre y área de estudio del programa (la entidad clasifica los programas en doce áreas de estudio, descritas más adelante), la universidad y el país del posgrado, el tipo de programa (clasificados en maestría, maestría en administración o doctorado) y la duración del programa (tanto la duración total del programa como el período que financió Colfuturo, ambas en número de meses). De la misma manera, se pudo identificar a los beneficiarios que empezaron un doctorado luego de una maestría financiada por Colfuturo, para lo cual la entidad otorga un período de gracia antes de empezar a pagar la parte de crédito. Durante los estudios los beneficiarios deben reportarse continuamente con las calificaciones obtenidas e informar a Colfuturo cualquier cambio de programa o de universidad.

Entre las características financieras se tiene el capital adeudado (sin condonaciones), la deuda total sin amortizaciones (capital más intereses), las condonaciones, la fecha en que se termina de pagar el crédito y la fecha en que se cumple el requisito de permanencia en Colombia. El monto de las condonaciones está discriminado por rubros, dependiendo de si corresponde a condonaciones por capital, intereses o a uno de los bonos especiales, que se describirán a continuación. Aunque ha variado, en el caso del área de administración y negocios el porcentaje de condonación es menor al de otras maestrías o doctorados (actualmente, el 25% del capital). Para el resto de áreas este porcentaje varió entre 35% y 50%.

³ Si bien presentar la información de experiencia profesional y del bachillerato no fue un requisito todos los años, con las hojas de vida se logró encontrar esta información para el 100% de la muestra en el caso de la experiencia profesional y el 61% en el caso del bachillerato.

Actualmente, el porcentaje condonado para maestrías (en áreas distintas de administración y negocios) y doctorados es 50% del capital. Algo común a lo largo del tiempo es que quienes, al volver al país, trabajen durante un año continuo como funcionarios públicos en una entidad de orden nacional, departamental o municipal o como docentes o investigadores de tiempo completo en una entidad educativa, reciben un bono de condonación de un 10% adicional del capital adeudado al momento de presentar la certificación laboral. Adicionalmente, entre 1995 y 2000 se condonó otro 10% adicional a los que trabajaran un año continuo en una ciudad distinta de Bogotá, Medellín, Cali, Barranquilla, Bucaramanga o Cartagena, aunque como se verá, su efecto para movilizar a profesionales hacia otras ciudades fue poco.

Un cambio importante en el reglamento es que a partir de 2003 la entidad autorizó la posibilidad de hacer una práctica profesional en el exterior sin perder las condonaciones⁴. En este capítulo se identifica si las personas hicieron dicha práctica después de 2003, mediante los cambios de estatus (que pasan de “estudio” a “práctica”), y antes de 2003, identificando a quienes no tuvieron condonaciones, para establecer si las perdieron por quedarse haciendo una práctica, y si luego volvieron o no al país.

Luego de terminar el posgrado, los beneficiarios que establecen su residencia en el país deben reportarse con certificaciones laborales (o validar que están desempleados) cada seis meses, por lo que, de nuevo, se obtiene el salario, el nombre de la entidad y la ciudad donde trabajan al regresar, para varios períodos. Las entidades de trabajo antes y después del posgrado fueron clasificadas en cuatro categorías: sector público, privado, academia y organización no gubernamental (ONG).

La información acerca del capital, la deuda, el monto condonado y a qué corresponde se recogió de los registros de paz y salvo, y cartas de terminación de deuda, así como de las liquidaciones definitivas que expide la entidad⁵. Con esta información es posible mirar la trayectoria académica y laboral de estas personas, prácticamente desde el nacimiento hasta que vuelven del posgrado y durante el tiempo que están pagando el crédito.

En este trabajo se utilizan los beneficiarios para el período 1992-2003. La razón para escoger 2003 como punto de corte es que después de este año la mayoría de

⁴ Siempre y cuando regresaran al país en la fecha establecida por Colfuturo. Anteriormente, quien se quedara haciendo una práctica profesional después del grado perdía las condonaciones.

⁵ Las condonaciones están discriminadas en: condonación de capital, intereses o bono por trabajar en el sector público, academia o de ciudad en los años que aplica. Se debe mencionar que existe la posibilidad de que las condonaciones sean proporcionales al tiempo que se vivió en Colombia; es decir, los que no volvieron al país en la fecha que debían, pero lo hicieron antes de terminar de pagar el crédito, o los que se fueron del país antes de cumplir el requisito de permanencia, reciben condonaciones proporcionales al tiempo que vivieron en Colombia.

beneficiarios aún está pagando la beca, por lo que no se tiene información definitiva del capital y los intereses adeudados y, por ende, tampoco del monto de las condonaciones. Luego de recogida la información se hizo un control de calidad para un 10% aleatorio por año de la muestra, y se encontraron errores en menos del 2% de las celdas.

El número de personas seleccionadas para recibir la beca en el período de estudio es 1.182. Sin embargo, después de excluir a los individuos que renunciaron a la beca y algunos para los cuales no se encontró suficiente información, el número de observaciones en la muestra es 1.155. Es importante mencionar que hay 190 individuos para los cuales la ciudad de nacimiento es distinta a la ciudad donde cursaron bachillerato. De estos, 32 personas nacieron fuera de Colombia pero son ciudadanos colombianos y, por sus características, se puede inferir que efectivamente crecieron en el país. Para estos, el lugar donde cursaron bachillerato se tomó como la ciudad de nacimiento⁶. Para los otros 158 individuos que cursaron su bachillerato en una ciudad distinta a la de origen, la ciudad de nacimiento se supuso como accidental y, de hecho, para la gran mayoría de estos se pudo verificar que la residencia de sus padres era efectivamente la ciudad donde cursaron bachillerato, por lo que se reemplazó su ciudad natal por aquella donde cursaron el bachillerato, ya que refleja de una mejor manera sus características. Al aplicar estos cambios se encuentra que la mayoría de estas personas creció en Bogotá. En el Cuadro A1 del Anexo 1 se muestra el número de beneficiarios por departamento en dos períodos: 1992-2003 y 2004-2011. Para el primer período se muestran los datos con y sin esta reclasificación. Para el segundo se presentan tal cual los publica Colfuturo, ya que no se cuenta toda la información que se recogió para el primer período.

Como se observa en el Anexo 1, el 52,8% de los beneficiarios hasta 2011 es oriundo de Bogotá, pero este porcentaje es de 63% para la muestra de este estudio. Le siguen Antioquia, Santander y Cundinamarca. Esta información, sin embargo, resulta más adecuada examinarla en términos per cápita. La última columna del Cuadro A1 muestra el número de beneficiarios totales por cada 100.000 habitantes, utilizando la población de 2011 de cada departamento reportada por el Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE). De nuevo, Bogotá es la región con la mayor tasa de beneficiarios, con 37,5 por cada 100.000 habitantes. Le sigue San Andrés con 16,37, Santander con 13,03, Cundinamarca y Antioquia con aproximadamente 10 y Caldas con 9. Los departamentos con menor número de beneficiarios por habitante son Cesar, Caquetá, La Guajira, Arauca y Putumayo, con menos de un beneficiario por cada 100.000

⁶ De hecho, de estos 32, solo dos individuos tienen una ciudad de bachillerato distinta a donde cursaron el pregrado, pero por información en sus registros se pudo establecer que la ciudad del bachillerato es la ciudad donde se criaron.

habitantes. Los departamentos de Guainía y Vaupés no tienen beneficiarios. El Mapa A2 del Anexo 2 (p. 257) muestra la tasa de beneficiarios por cada 100.000 habitantes por departamento.

El Cuadro 1 muestra la distribución de los beneficiarios clasificados por la región en que vivían al momento de postularse a la beca⁷. Quienes vivían en el exterior a la hora de postularse no fueron incluidos en este cuadro.

CUADRO 1. CARACTERÍSTICAS DE LOS BENEFICIARIOS SEGÚN LA REGIÓN EN LA CUAL VIVÍAN AL MOMENTO DE POSTULARSE

REGIÓN	NÚMERO DE BENEFICIARIOS	SALARIO ANTES (PROMEDIO)	SALARIO DESPUÉS (PROMEDIO)	PORCENTAJE QUE NO RETORNA
Bogotá	836	5.495.928	8.755.605	32,9
Andes occidentales	175	3.439.208	6.567.942	29,1
Caribe	35	4.143.822	5.215.358	25,7
Andes orientales	27	2.790.597	4.077.964	22,2
Pacífica, Orinoquía y Amazonía	6	2.838.861	3.629.351	0
Total	1.079	3.848.826	6.042.374	31,6

Nota: los salarios están en precios de 2008.

Fuente: Cofuturo (1992-2003); cálculos de la autora.

Se observan marcadas diferencias tanto en los salarios de antes y después del posgrado. Bogotá tiene los salarios promedio de antes del posgrado más altos, más de un millón de pesos por encima de la siguiente región, la Caribe. La diferencia entre los salarios de esta última región y la siguiente, los Andes occidentales, aunque no tan amplia como la del Caribe con Bogotá, también es importante. Resulta interesante observar que los salarios promedio más altos para los que retornan, después de Bogotá, son los de la región de los Andes occidentales. Hay que aclarar que los salarios de antes y después no necesariamente corresponden a las mismas personas, pues las regiones se constituyen por quienes habitan en ellas, independientemente de la región de nacimiento, y una persona que vivía en una región antes del posgrado puede regresar a otra.

⁷ Las regiones se definen de acuerdo con la clasificación del Centro de Estudios Económicos Regionales (CEER) con algunos cambios, dada la naturaleza de la información. Primero, se toma a Bogotá como una región aparte; segundo, se incluye a San Andrés dentro de la región Caribe; y tercero, las regiones Pacífica, Orinoquía y Amazonía se combinan en una sola por el bajo número de observaciones en cada una. Las regiones resultantes son entonces: 1) Andes orientales: Boyacá, Norte de Santander, Santander, Tolima, Huila y Cundinamarca (sin Bogotá); 2) Andes occidentales: Antioquia, Caldas, Risaralda, Quindío y Valle; 3) Caribe: Atlántico, Bolívar, Cesar, Córdoba, La Guajira, Magdalena, Sucre y San Andrés; 4) Pacífico, Orinoquía y Amazonía: Cauca, Nariño, Putumayo, Amazonas, Caquetá, Meta, Arauca y Vichada, y 5) Bogotá.

La última columna del Cuadro 1 muestra el porcentaje de personas que vivía en la región antes del posgrado y que no retornó al país al terminarlo. Este porcentaje es más alto para quienes vivían en Bogotá y es interesante notar que este porcentaje disminuye con el salario promedio recibido después del posgrado.

El Cuadro 2 muestra algunas características de los beneficiarios según área de estudio. El área con mayor número de beneficiarios es la de Administración y Negocios, que incluye tanto programas de MBA (*Master in Business Administration*) como de finanzas y programas relacionados; este es el grupo que más se diferencia de los demás. Este es el de mayor salario promedio antes y después del posgrado y el de mayor deuda promedio (los individuos de esta área deben aproximadamente US\$1.500 más que la siguiente área con mayor deuda, Artes, y esta diferencia es estadísticamente significativa). Asimismo, el porcentaje de personas que no retorna al país es el mayor para los de esta área, aunque en solo un punto porcentual (pp) más que los del área de Ingeniería. Los siguientes salarios más altos tanto antes como después corresponden a las áreas de Ciencia Política y Relaciones Internacionales (en la cual se clasifican los programas en Políticas Públicas y Administración Pública, además de los de Ciencia Política y Relaciones Internacionales). Los de menor salario tanto antes como después son los que estudian programas relacionados con Artes.

CUADRO 2. CARACTERÍSTICAS DE LOS BENEFICIARIOS POR ÁREA DE ESTUDIO

ÁREA DEL POSGRADO	NÚMERO DE BENEFICIARIOS	SALARIO ANTES (promedio)	SALARIO DESPUÉS (promedio)	DEUDA PROMEDIO (en dólares)	PORCENTAJE QUE NO RETORNA
Administración y negocios	299	5.495.928	8.755.605	37.060	43,48
Arquitectura y diseño	71	2.667.642	4.075.758	30.295	25,35
Artes	57	2.109.711	2.934.694	35.301	28,07
Ciencia política y relaciones internacionales	115	4.661.023	6.828.483	32.245	22,61
Ciencias agropecuarias y del medioambiente	54	2.559.084	3.914.315	27.960	27,78
Ciencias básicas	52	2.473.145	4.875.355	30.697	19,23
Ciencias sociales	110	2.751.885	4.679.969	32.458	23,64
Ciencias de la salud	86	2.715.214	4.319.739	31.576	26,74
Derecho	64	4.341.539	6.499.194	26.808	17,19
Economía	55	3.665.284	6.985.599	30.332	21,82
Educación	26	4.342.384	4.333.749	30.480	34,62
Ingeniería	167	3.312.119	5.413.260	31.515	42,51
Total	1156	3.424.579	5.301.310	31.394	31,74

Nota: los salarios están en precios de 2008.

Fuente: Colfuturo (1992-2003); cálculos de la autora.

Al mirar los beneficiarios por la universidad del pregrado, se observa una clara concentración en las ubicadas en Bogotá. Las primeras cinco con más beneficiarios se muestran en el Cuadro 3 y todas están ubicadas en la capital. Estas representan el 70,3% de la muestra. La Universidad de los Andes representa casi el 40% de la misma y el área de estudio con mayor participación entre los egresados de esta universidad es Administración y Negocios. De hecho, sus egresados representan el 50,2% del total de la muestra que estudió un programa en esta área. La siguiente, la Universidad Javeriana, tiene 168 beneficiarios, menos del 40% de los que tiene la Universidad de los Andes. El total de beneficiarios egresados de universidades ubicadas en Bogotá es 78,8%.

Las universidades fuera de Bogotá con más beneficiarios son Eafit (ubicada en Medellín) con 30; la Universidad Industrial de Santander (en Bucaramanga) con 28, y luego la Universidad del Valle (en Cali) con 27. En la región Caribe hubo 18 beneficiarios, así: siete de la Universidad del Norte, tres de la Escuela Naval Almirante Padilla, tres de la Universidad del Atlántico, dos de la Universidad de Cartagena, dos de la Universidad Autónoma del Caribe y uno de la Universidad del Magdalena. De las ubicadas en el Eje Cafetero (Caldas, Quindío y Risaralda) hay trece personas. Nueve beneficiarios se graduaron de universidades del Pacífico, ocho de la Universidad del Cauca y uno de la Universidad Tecnológica del Chocó. De los Andes orientales hubo seis beneficiarios: tres de universidades en Tunja, uno de Sogamoso, uno de Ibagué y uno de Cúcuta. De universidades de la Orinoquía y la Amazonía no hay beneficiarios durante el período de estudio. 31 de los beneficiarios se graduaron de universidades en el exterior, veinte de Estados Unidos y once de Europa.

CUADRO 3. UNIVERSIDADES DE PREGRADO CON MAYOR NÚMERO DE BENEFICIARIOS

UNIVERSIDAD DE PREGRADO	NÚMERO DE BENEFICIARIOS	PORCENTAJE DEL TOTAL	ÁREA DE ESTUDIO MÁS FRECUENTE (PORCENTAJE)
Universidad de los Andes	441	38,2	Administración (34,0)
Universidad Javeriana	168	14,5	Administración (26,8)
Universidad Nacional	126	10,9	Ciencias agropecuarias y ambientales (13,5)
Universidad del Rosario	39	3,4	Derecho (33,3)
Universidad Externado	38	3,3	Ciencia política y relaciones internacionales (31,6)
Total	812	70,3	

Nota: solo se incluyeron a los estudiantes de las sedes de Bogotá de las Universidades Nacional y Javeriana.
Fuente: Coifuturo (1992-2003); cálculos de la autora.

Se observa, entonces, una clara concentración de los beneficiarios en Bogotá, situación que se destaca más al clasificarlos por la universidad de pregrado. Varios trabajos han encontrado que los profesionales tienden a permanecer en la región donde cursaron estudios universitarios. En particular, Ciriaci (2009) muestra que la decisión migratoria relevante para la acumulación del capital humano en las regiones es aquella que se toma al escoger la universidad del pregrado, ya que solo un tercio de los estudiantes del sur de Italia que migraron a estudiar al norte volvieron al sur después de su graduación. Lo que muestran estos datos es consistente con estos resultados, pues al momento de postularse a la beca el 78% de las personas vivían en la misma ciudad donde estudiaron el pregrado. Para Medellín y Barranquilla estas cifras son 79% y 75%, respectivamente. En Cali y Bucaramanga las personas migran más después del pregrado, ya que para la primera, esta cifra es 69% y para la segunda 42%. En el caso de Bogotá esta cifra es de 85%.

En total, el 72,3% de los beneficiarios vivía en Bogotá antes de irse a estudiar el posgrado. Entre Medellín, Cali, Barranquilla y Bucaramanga combinadas se encontraba el 16,3%. El restante 11% corresponde a ciudades que en su mayoría tiene un solo beneficiario, con unas pocas como Manizales y Pereira, con cinco y seis, respectivamente.

Ahora, mirando las ciudades donde los beneficiarios han vivido entre dos y cinco años después de volver a país, se encuentra que Bogotá tiene el 74,4% de las personas, de los cuales 77,6% son oriundos de la capital y 22,4% son de otra ciudad, como muestra el Cuadro 4. El porcentaje de personas que no nacieron en Bogotá, pero que viven en esa ciudad después del posgrado, es de 43,9%. Las siguientes ciudades que reciben mayor número de beneficiarios después de Bogotá son Medellín, con 19,8%, y Cali, con 11,2%. Barranquilla y Bucaramanga reciben el 5,6% y 3,5%, respectivamente. Observando los municipios más pequeños (incluidos en “otros municipios” en el Cuadro 4), se aprecia que todos los beneficiarios oriundos de estos se radican en Bogotá.

En cuanto a los que no vuelven al país, de la región de los Andes occidentales este valor es de 28,5%, de la región Caribe 20,4%, de los Andes orientales 39%, del Pacífico, Amazonía y Orinoquía es 22,2% y de Bogotá 34%.

Aunque existe una clara concentración de los beneficiarios en Bogotá, al tomar el período total en que se han otorgado las becas, esta concentración disminuye. Esto también se observa cuando los estudiantes vuelven al país al terminar el posgrado, ya que tres cuartos de las personas viven en esta ciudad y casi la mitad de los oriundos de otras ciudades establecen su residencia en Bogotá al volver al país. Por último, casi un tercio de los estudiantes no vuelve al país y, en particular, los de Administración y Negocios e Ingeniería tienen las tasas de no retorno más altas entre todas las áreas de estudio. Las regiones con mayor porcentaje de retorno son los Andes orientales y Bogotá.

CUADRO 4. LUGAR DE RESIDENCIA DESPUÉS DEL POSGRADO, SEGÚN CIUDAD DE NACIMIENTO

CIUDAD DE NACIMIENTO	BOGOTÁ	CIUDAD DE NACIMIENTO	REGIÓN DE NACIMIENTO	OTRA REGIÓN	TOTAL
Bogotá	432	-	-	30	462
Cali	25	28	9	3	65
Medellín	22	48	8	1	79
Bucaramanga	14	8	3	4	29
Barranquilla	8	9	1	0	18
Manizales	6	1	3	2	12
Pereira	6	5	2	0	13
Pasto	4	0	0	1	5
Tunja	4	1	0	0	5
Cartagena	3	5	2	0	10
Popayán	3	1	0	1	5
Cúcuta	2	1	0	1	4
Palmira	2	0	1	0	3
Armenia	1	1	1	0	3
Neiva	1	0	0	2	3
Sincelejo	1	0	0	1	2
Chía	0	0	0	1	1
Montería	0	0	0	1	1
Pajarito	0	0	1	0	1
Plato	0	0	1	0	1
Purificación	0	0	0	1	1
Quibdó	0	0	0	1	1
Otros municipios	23	0	0	0	23
Total	125	0	0	30	747

Nota: la ciudad de nacimiento en este cuadro es la ciudad reclasificada como se explicó en la sección 2.

Fuente: Colfuturo (1992-2003); cálculos de la autora.

3. MODELO ECONÓMTRICO

Partiendo de la información presentada, surgen varias preguntas; en particular, ¿qué determina esta concentración en Bogotá? En la sección 1 se enumeraron algunas de las variables que se han identificado en la literatura que podrían influir en este resultado. La muestra de este trabajo, sin embargo, es distinta de las tradicionalmente tratadas en dicha literatura, ya que es un grupo aún más selecto de la población, pues se trata de personas que no solo cursan estudios de

posgrado en el exterior, sino que además fueron beneficiarios de una beca para estudiantes y profesionales destacados (la mayoría de trabajos toman a la población con pregrado). El segundo interrogante que surge a partir de los datos es: ¿qué determina la probabilidad de volver al país?

Para responder a estas preguntas, se estimaron dos modelos *probit*, en los que la variable dependiente es, respectivamente, si la persona vive en Bogotá o no después del posgrado y si la persona volvió al país o no.

El primer modelo tiene como variable dependiente una variable dicótoma que toma el valor de 1 si la persona vive en Bogotá al volver a Colombia y 0 de lo contrario. La variable dependiente del segundo toma el valor de 1 si la persona no regresó al país y 0 de lo contrario. Para ello se emplea el método de máxima verosimilitud:

$$P(Bog_i = 1) = \Phi(\alpha_0 + \alpha_1 Z + \alpha_2 P + \alpha_3 F + \gamma_t) \quad (1)$$

La variable dependiente toma el valor de 1 si la persona i vive en Bogotá y 0 de lo contrario; Z contiene características del programa (como área de estudio y lugar donde se cursó); P contiene características personales como el género, el estado civil, el número de hijos, la edad y la región de nacimiento, y F información sobre la deuda; γ_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, la crisis económica de 1999.

Para evaluar la probabilidad de volver al país luego del posgrado se emplea un modelo similar al anterior, pero ahora la variable dependiente toma el valor de 1 si el individuo no volvió o si se fue del país antes de cumplir el requisito de permanencia y 0 de lo contrario. La variable D es una *dummy* que toma el valor de 1 si la persona realizó una práctica profesional en el exterior al terminar su posgrado.

$$P(Col_i = 1) = \Phi(\alpha_0 + \alpha_1 Z + \alpha_2 P + \alpha_3 F + \beta_1 D + \gamma_t) \quad (2)$$

Hay varias hipótesis con relación al modelo (1) que aumentarían la probabilidad de vivir en Bogotá después del posgrado: i) se esperaría que una persona que ya haya vivido en Bogotá antes del posgrado, ya sea por trabajo o por estudio, tenga mayor probabilidad de volver a la capital, así como; ii) ser soltero, y iii) ser joven. Más allá de esto, de la información que se tiene no es claro qué podría influir sobre esta probabilidad, por ejemplo, en términos del área de estudio o de la región donde cursaron el posgrado, ni en términos del sector en que se trabajaba antes. Con relación al modelo de la ecuación (2) se podría pensar que, de la misma forma que en el modelo anterior, las personas solteras y jóvenes tienen mayor probabilidad de quedarse en el exterior y que aquellas que hayan estudiado

programas en las áreas de Administración y Negocios o Ingeniería tengan menor probabilidad de volver⁸.

Todos los resultados presentan los efectos marginales del modelo calculados usando el promedio de las variables independientes y los errores estándar son robustos a heteroscedasticidad. La prueba de Wald revela que los coeficientes son conjuntamente significativos.

El Cuadro 5 presenta los resultados de la ecuación (1)⁹. Primero, como es de esperar, las personas que nacieron fuera de Bogotá tienen una menor probabilidad de vivir en esta ciudad; sin embargo, las personas no nacidas en Bogotá pero que vivieron en esta ciudad antes del posgrado tienen mayor probabilidad de vivir allí al volver al país. Teniendo en cuenta que la gran mayoría de personas que habitaban en Bogotá sin ser oriundos vivían allí para estudiar el pregrado, estos resultados son consistentes con los de Ciriaci (2009), quien muestra que para el caso de Italia la decisión migratoria relevante se toma al momento de escoger la universidad de pregrado.

Teniendo en cuenta la evidencia de la literatura internacional acerca de que el capital humano tiende a migrar hacia las regiones más dinámicas, el tamaño de la población del municipio de origen tiene el signo esperado (negativo, pues entre más pequeño el municipio mayor debería ser la probabilidad de migrar hacia ciudades más grandes, como Bogotá). Los menores de 30 años también tienen una mayor probabilidad de vivir en Bogotá, como era de esperarse, ya que estas personas tendrían más libertad para cambiar de ciudad. Un resultado interesante es que quienes estudiaron en Asia o Australia tienen menor probabilidad de vivir en Bogotá, así como los que estudiaron un programa en el área de Ciencias Básicas. El resto de variables *dummy* para las áreas de estudio y las regiones de posgrado no resultaron significativas.

Los resultados de la ecuación (2) se presentan en el Cuadro 6. De nuevo, como se esperaría, los solteros y jóvenes tienen mayor probabilidad de no volver al país, con aumentos de 12,8 pp y 7,6 pp, respectivamente, comparados con las personas mayores de 30 y solteras. Quienes trabajaban en el sector privado antes de irse al posgrado tienen 5,7 pp más de probabilidad de quedarse en el exterior, aunque este coeficiente solo es significativo al 10%. Las personas que hacen una práctica profesional recién terminan su posgrado tienen una probabilidad 44,7 pp mayor de no regresar, frente a los que no la realizan, ya que en muchos casos a estas personas les ofrecen empleo en el lugar donde realizaron la práctica. Quienes estudiaron programas de un año o menos de duración tienen una probabilidad 16,1 pp menor de volver y esto

⁸ La variable de la situación laboral, no se incluyó por la posible endogeneidad que generaría: no se sabe si la escogencia de la ciudad se hace antes o después de conseguir empleo.

⁹ Al correr ambos modelos por MCO, los resultados son similares a los presentados.

se debe a que estas personas tienen una deuda menor, por lo que el costo de oportunidad en términos de perder las condonaciones no es tan alto. En cuanto al área de estudio, los que cursan programas de Ingeniería o Administración tienen una probabilidad 19 pp y 16,8 pp mayor de radicarse en el exterior. Es interesante notar que las personas que habían vivido en Bogotá antes de irse a estudiar tienen mayor probabilidad de quedarse en el exterior. La única región de posgrado que tuvo un coeficiente significativo es Europa, lo que indica que las personas que estudiaron allí tienen mayor probabilidad de volver al país, lo cual puede estar relacionado con las restricciones y las limitaciones que tienen los inmigrantes para conseguir trabajo en esa región.

CUADRO 5. ESTIMACIONES *PROBIT* DE PROBABILIDAD DE VOLVER A BOGOTÁ

VARIABLES	(1) VIVIR EN BOGOTÁ
Nacido en una ciudad distinta de Bogotá	-0,771*** (0,0984)
Si ya vivió en Bogotá antes	0,307*** (0,0589)
Edad < 30	0,136*** (0,0360)
Población del municipio de origen	-0,001*** (2,24e-08)
Maestría o especialización previa	0,0863*** (0,0299)
Área de posgrado = Ciencias Básicas	-0,104** (0,0408)
Región de posgrado = Asia y Australia	-292** (0,163)
Duración menor a 24 meses	0,0621* (0,0346)
Sector antes = ONG	-0,158 (0,102)
Área de posgrado = Arquitectura, Diseño y Artes	-0,0912 (0,0575)
Observaciones	780

Nota: ***, ** y * denotan significancia estadística al 1%, 5% y 10%, respectivamente. Entre paréntesis errores estándar.
Fuente: Colfuturo; cálculos de la autora.

CUADRO 6. ESTIMACIONES *PROBIT* DE PROBABILIDAD DE VOLVER AL PAÍS

VARIABLES	(1) NO RETORNO
Soltero	0,128*** (0,0318)
Sector antes = privado	0,0568* (0,0329)
Hizo práctica profesional	0,447*** (0,112)
Región posgrado = Europa	-131*** (0,0345)
Área posgrado = Ingeniería	0,190*** (0,0469)
Área posgrado = Administración	0,168*** (0,0402)
Edad < 30	0,0763** (0,0327)
Vivió en Bogotá antes	0,0861** (0,0368)
Duración del programa igual o menor a doce meses	-0,161*** (0,0316)
Observaciones	1,125

Nota: ***, ** y * denotan significancia estadística al 1%, 5% y 10%, respectivamente. Entre paréntesis errores estándar.
Fuente: Colfuturo; cálculos de la autora.

4. REFLEXIONES FINALES

Los resultados de esta investigación indican que en Colombia existe una clara concentración del capital humano altamente calificado en la ciudad de Bogotá. Aunque la muestra de este trabajo es pequeña, recoge la información del programa de becas-crédito para estudios en el exterior más importante del país. Asimismo, si se examinara la distribución espacial de los individuos que tienen pregrado, cabe esperar que también estén concentrados en Bogotá, aunque en menor medida, pues se supondría que ciudades como Medellín, Cali, Bucaramanga y Barranquilla tengan porcentajes mayores de esta población frente a lo que se observó en esta muestra. Sin embargo, es importante mencionar que si se tomase un período de estudio más largo, es posible que la concentración

en Bogotá disminuya, como se evidenció en algunos indicadores al ampliar el período hasta 2011.

Entre los resultados principales es evidente la dificultad que tienen los municipios más pequeños para atraer o retener el capital humano. Una inversión importante para esto es fortalecer las universidades regionales, pues hay una gran tendencia a quedarse a vivir en la ciudad donde se estudia el pregrado. Además, para generar mayores incentivos para que posgraduados migren a ciudades distintas de Bogotá, se podría pensar en una condonación adicional de la deuda o una ampliación del período de pago para quienes se establezcan por tiempos determinados en ciudades fuera de Bogotá.

Es importante que las regiones hagan esfuerzos no solo para atraer sino para capacitar capital humano en el exterior. Programas de becas orientados a sectores estratégicos para cada región, que funcionen de manera similar a los ya existentes y que dentro de sus condiciones se encuentre volver a la región que los financió, pueden tener efectos importantes en la distribución de capital humano en Colombia. Gracias a las enormes externalidades positivas de la educación, estos esfuerzos van a redundar en beneficios para las regiones que los promuevan y, en el largo plazo, pueden llevar a que las regiones generen por sí mismas los incentivos para atraer capital humano, pues personas con altos estudios tienden a migrar a lugares donde hay ya concentraciones de capital humano calificado.

Futuras investigaciones sobre este tema en Colombia deben enfocarse en las dinámicas migratorias dentro del país, prestando especial atención a su efecto sobre la concentración de capital humano. Asimismo, sería interesante mirar los patrones migratorios para los estudiantes de pregrado y sus decisiones posteriores de dónde trabajar, y así relacionar los resultados con indicadores de diversidad y *amenities*, como se ha hecho en la literatura internacional.

REFERENCIAS

- Acemoglu, D.; Dell, M. (2010). “Productivity Differences Between and Within Countries”, *American Economic Journal: Macroeconomics*, vol. 2, núm. 1, pp. 169-188.
- Arango, L. E. (2013). “Mercado de trabajo de Colombia: suma de partes heterogéneas”, en L. E. Arango; F. Hamann (eds.), *El mercado de trabajo en Colombia: hechos tendencias e instituciones*, Banco de la República, pp. 167-201.
- Barón, J. D. (2011). “Sensibilidad de la oferta de migrantes internos a las condiciones del mercado laboral en las principales ciudades de Colombia”, Documentos de Trabajo sobre Economía Regional, núm. 149, Banco de la República.

- Becker, G. (1964). *Human Capital*, Chicago: The University of Chicago Press.
- Bonilla, L. (2011). “Movilidad intergeneracional en educación en las ciudades”, en L. Bonilla Mejía (ed.), *Dimensión regional de la desigualdad en Colombia*, Colección de Economía Regional, Banco de la República, pp. 285-326.
- Ciriaci, D. (2009). “University Quality, Interregional Brain Drain and Spatial Inequality. The Case of Italy”, MPRA paper, núm. 30015, University Library of Munich, Germany.
- Dotti, N. F.; Fratesi, U.; Lenzi, C.; Percoco, M. (2010). “Local Labour Markets and the Interregional Mobility of Italian University Students”, working paper, Politecnico di Milano y Università Bocconi.
- Faggian, A.; McCann, P. (2004). “Human Capital Flows and Regional Knowledge Assets: A Simultaneous Equation Model”, ERS conference papers, núm. ersa04p354, European Regional Science Association.
- Florida, R. (2002). The Economic Geography of Talent, *Annals of the Association of American Geographers*, vol. 92, núm. 4, pp. 743-755.
- Fratesi, U.; Percoco, M. (2009). “Selective Migration and Regional Growth: Evidence from Italy”, working paper, Università Bocconi.
- Galvis, L. A.; Meisel, A. (2011). “Persistencia de las desigualdades regionales en Colombia: un análisis espacial”, en L. Bonilla Mejía (ed.), *Dimensión regional de la desigualdad en Colombia*, Colección de Economía Regional, Banco de la República, pp. 1-32.
- Gennaioli, N.; Porta, R. L.; De Silanes, F. L.; Shleifer, A. (2011). “Human Capital and Regional Development”, working paper, núm. 17158, National Bureau of Economic Research.
- Glaeser, E. L.; Mare, D. C. (2001). “Cities and Skills”, *Journal of Labor Economics*, vol. 19, núm. 2, pp. 316-342.
- Lucas, R. (1988). “On the Mechanics of Economic Development”, *Journal of Monetary Economics*, vol. 22, núm. 1, pp. 3-42.
- McCulloch, R.; Yellen, J. L. (1977). “Factor Mobility, Regional Development, and the Distribution of Income”, *Journal of Political Economy*, vol. 85, núm. 1, pp. 79-96.
- Mixon, F.; Hsing, Y. (1994). “The Determinants of Out-of-State Enrollments in Higher Education: A Tobit Analysis”, *Economics of Education Review*, vol. 13, núm. 4, pp. 329-335.
- Nelson, R.; Phelps, E. (1966). “Investment in Humans, Technological Diffusion, and Economic Growth”, *The American Economic Review*, vol. 56, núm. 2, pp. 69-75.
- Romer, P. (1990). “Endogenous Technological Change”, *Journal of Political Economy*, vol. 99, núm. 5, pp. S71-S102.
- Romero, J. (2010). “El éxito económico de los costeños en Bogotá: migración interna y capital humano”, Documentos de Trabajo Sobre Economía Regional, núm. 129, Banco de la República.

ANEXO 1

CUADRO A1. NÚMERO DE BENEFICIARIOS POR REGIÓN Y BENEFICIARIOS POR CADA 100.000 HABITANTES

DEPARTAMENTO	1992-2003 (ANTES DE LA RECLASIFICACIÓN)	1992-2003 (DESPUÉS DE LA RECLASIFICACIÓN)	2004-2011	TOTAL (SIN RE-CLASIFICACIÓN)	TOTAL (CON RE-CLASIFICACIÓN)	PARTICIPACIÓN DENTRO DEL TOTAL	BENEFICIARIOS POR CADA 100.000 HABITANTES (PORCENTAJE)
Bogotá	665	734	2.031	2.696	2.765	52,86	37,55
San Andrés	3	2	10	13	12	0,23	16,37
Santander	66	60	202	268	262	5,01	13,03
Cundinamarca	7	3	253	260	256	4,89	10,33
Antioquia	111	107	498	609	605	11,57	9,97
Caldas	18	15	75	93	90	1,72	9,2
Valle	121	106	268	389	374	7,15	8,53
Quindío	7	6	34	41	40	0,76	7,28
Boyacá	26	16	65	91	81	1,55	6,39
Risaralda	13	13	43	56	56	1,07	6,05
Atlántico	31	27	103	134	130	2,49	5,62
Norte de Santander	10	10	56	66	66	1,26	5,08
Tolima	19	12	51	70	63	1,2	4,54
Cauca	10	9	49	59	58	1,11	4,4
Bolívar	18	14	65	83	79	1,51	3,99
Nariño	7	6	55	62	61	1,17	3,72
Amazonas	0	0	2	2	2	0,04	2,78
Meta	2	1	22	24	23	0,44	2,64
Huila	5	4	23	28	27	0,52	2,49
Córdoba	2	2	30	32	32	0,61	2,02
Sucre	2	2	13	15	15	0,29	1,85
Casanare	0	0	6	6	6	0,11	1,84
Magdalena	2	2	17	19	19	0,36	1,58
Vichada	0	0	1	1	1	0,02	1,57
Chocó	2	2	4	6	6	0,11	1,26
Guaviare	0	0	1	1	1	0,02	0,97
Cesar	1	1	8	9	9	0,17	0,93
Caquetá	0	0	4	4	4	0,08	0,89
La Guajira	1	1	6	7	7	0,13	0,85

CUADRO A1. NÚMERO DE BENEFICIARIOS POR REGIÓN Y BENEFICIARIOS POR CADA 100.000 HABITANTES

(CONTINUACIÓN)

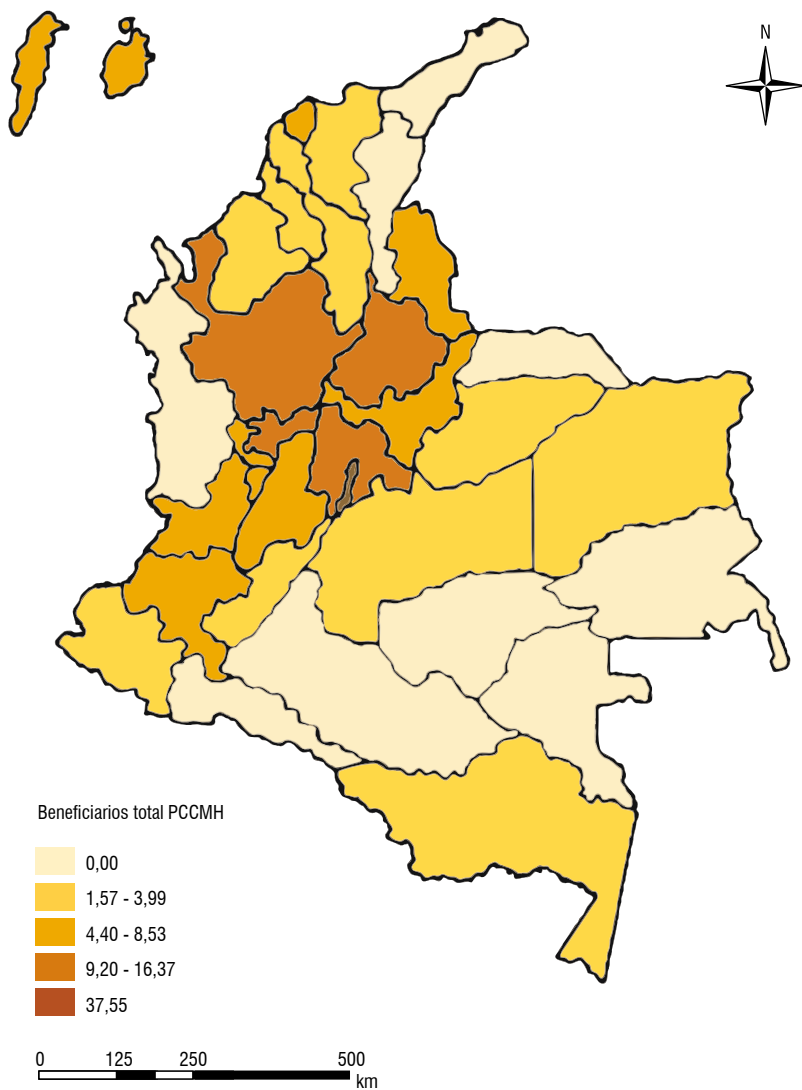
DEPARTAMENTO	1992-2003 (ANTES DE LA RECLASIFICA- CIÓN)	1992-2003 (DESPUÉS DE LA RECLASIFICA- CIÓN)	2004-2011	TOTAL (SIN RE- CLASIFICACIÓN)	TOTAL (CON RE- CLASIFICACIÓN)	PARTICIPACIÓN DENTRO DEL TOTAL	BENEFICIARIOS POR CADA 100.000 HABITANTES (PORCENTAJE)
Arauca	1	0	1	2	1	0,02	0,4
Putumayo	0	0	1	1	1	0,02	0,31
Guainía	0	0	0	0	0	0	-
Vaupés	0	0	0	0	0	0	-
Otros	32	-	51	83	-	-	-
Total	1.182	1.155	4.048	5.230	5.203	100,0	11,51

Nota: los registros de los beneficiarios entre 2004 y 2011 no se consultaron y, por tanto, se usó la información que publica para hacer este cuadro; por esto, solo se tiene la información acerca del departamento de nacimiento.

Fuente: cálculos de la autora con base en información de la página web de Colfuturo.

ANEXO 2

MAPA A2. BENEFICIARIOS DE COLFUTURO POR CADA 100.000 HABITANTES



Nota 1: este mapa muestra los beneficiarios totales, es decir, entre 1992 y 2011.
Fuente: Colfuturo; cálculos de la autora.

**EL SUEÑO DE LOS RADICALES Y LAS
DESIGUALDADES REGIONALES EN COLOMBIA:
LA EDUCACIÓN DE CALIDAD PARA TODOS
COMO POLÍTICA DE DESARROLLO TERRITORIAL**

Adolfo Meisel Roca

El autor es codirector del Banco de la República. Las opiniones expresadas en este capítulo no comprometen al Banco de la República ni a su Junta Directiva.

Las desigualdades económicas entre las regiones de Colombia son muy grandes. Por ejemplo en 2010, el PIB per cápita del Chocó fue solo el 19,9% del de Bogotá. Peor aún, desde la Constitución de 1991 las disparidades regionales han ido aumentando, aunque se esperaba que la descentralización que ella impulsó ayudara para mejorar esa situación.

Este capítulo propone que la política más efectiva para reducir con éxito las desigualdades regionales en Colombia es la inversión en el capital humano de la población de la periferia. De esa manera, se ampliarían las oportunidades en cualquier lugar de la geografía nacional para los habitantes de las regiones más rezagadas. En caso de que esa inversión en capital humano no logre obtener una adecuada rentabilidad en el lugar de origen, al trabajador le quedará la opción de emigrar hacia las zonas económicamente más dinámicas del país. Por esa razón, la movilidad interregional de la mano de obra evitaría el riesgo de que se sobreinverta en capital humano.

En la primera sección repasamos la experiencia histórica del liberalismo radical en Colombia, que pretendió modernizar el país entre 1863-1880. En algunos temas sus logros fueron contundentes, como por ejemplo, en la desamortización de los bienes de manos muertas. En otros se avanzó mucho menos, como en la educación, donde el resultado fue un fracaso, pues los conservadores retornaron al poder y le devolvieron a la Iglesia Católica la orientación de los estudiantes. Ese resultado frenó durante décadas el avance del país en cuanto a las inversiones en capital humano, y es una de las principales razones para las enormes desigualdades en el ingreso interpersonal e interregional de Colombia. Hemos escogido la región Caribe para profundizar en la propuesta, puesto que se trata de la más poblada de las zonas rezagadas de la periferia colombiana. Por eso, a continuación se presentan cuatro áreas en donde la zona podría invertir sus recursos para elevar el capital humano de su gente. Luego se cuantificó el posible valor de poner en práctica esas propuestas en la costa Caribe. Son cifras altas, pero que están dentro de las posibilidades de inversión, lo que nos lleva a pensar que, si existe la voluntad, se pueden ejecutar esas inversiones.

1. EL LIBERALISMO RADICAL Y LAS REFORMAS EDUCATIVAS, 1861-1885

*El problema del progreso no tiene más
que una solución, la educación.*

Enrique Cortés,
(Dirigente liberal radical, 1876)

En 1863 los Estados Unidos de Colombia proclamaron en Rionegro, Antioquia, una constitución de corte liberal clásico y marcadamente federalista. El país se dividió en nueve Estados, que elegían sus autoridades locales, empezando por su presidente. Los denominados liberales radicales, o gólgotas, fueron los principales promotores de la Constitución de 1863. Entre estos predominaba un grupo de jóvenes intelectuales, muchos de ellos abogados, comprometidos con la eliminación de las trabas que la herencia colonial representaba para el desarrollo económico de la joven república. Algunas figuras destacadas del radicalismo fueron Manuel Murillo Toro, Santiago Pérez, Ezequiel Rojas, Felipe Pérez, Aníbal Galindo y Rafael Núñez —quien más adelante cambiaría de bando y ayudaría a desmontar varias de las reformas que había apoyado—, Salvador Camacho Roldán y Miguel Samper¹.

Los liberales radicales se adherían a los principios del liberalismo clásico del *laissez faire*. Las reformas económicas más importantes que acometieron fueron la descentralización fiscal y la desamortización de los bienes de manos muertas. Estos últimos involucraban sobre todo propiedades y créditos a censo (hipotecarios) de la Iglesia Católica, y desde el punto de vista económico fue muy rentable para el Estado, pues ayudó a mejorar las finanzas del gobierno central en ese período². Además, permitió que una gran cantidad de bienes, en especial tierras en el campo y casas, lotes y locales en las ciudades, volvieran a circular en el mercado de finca raíz.

La expropiación de facto de gran parte de las propiedades y del capital financiero de la Iglesia Católica por parte de los radicales generó una gran oposición por parte de los sectores más conservadores de la sociedad. Pero los objetivos de los liberales radicales en relación con la Iglesia eran más amplios: también querían adelantar la separación del Estado y la Iglesia Católica; “Iglesia libre dentro de un Estado libre”, era su lema. La eliminación del monopolio de la Iglesia sobre buena parte de la educación, tanto pública como privada, fue otra de las reformas estratégicas que se propusieron los liberales radicales.

¹ Sobre el liberalismo radical véase Rodríguez (1950), Mejía (2007) y Sierra (2006).

² En otro trabajo se calculó que el beneficio económico para el gobierno de los bienes desamortizados fue como mínimo del 16,1% del producto interno de la época (Meisel, 2010).

La preocupación principal de los liberales reformistas con respecto a la educación era que su cobertura era insuficiente y que su calidad no era la que se necesitaba para impulsar el progreso material que anhelaba el país. Una de las razones principales por la cual consideraban que en el país estaba tan atrasada la educación era que se encontraba en manos de monjas y curas con muy escasa instrucción, quienes ofrecían una enseñanza memorística³. Por ejemplo, en 1856 Isaac Holton, un botánico estadounidense que viajó por el país, señaló que los niños aprendían a rezar en las escuelas, pero no a leer (Raush, 1993).

Además de la mala calidad de la instrucción, la cobertura en educación en Colombia era muy baja, incluso en comparación con otros países latinoamericanos. En 1851 los niños que asistían a la escuela primaria representaron solo el 1,5% del total de la población nacional (Ramírez y Salazar, 2010).

Para adelantar la transformación de la educación colombiana en 1870, durante el gobierno de José Eustorgio Salgar se expidió el Decreto Orgánico del 1.º de noviembre, el cual buscó organizar un sistema de escuelas públicas, laicas y gratuitas. Para apuntalar ese proceso, en 1871 el presidente Salgar le solicitó a su cónsul en Berlín, Eustasio Santamaría, que adelantara negociaciones con el gobierno alemán para contratar una misión de maestros de escuela que vinieran a establecer, en cada uno de los nueve estados federales de la República, una escuela normal donde instruyeran, en métodos pedagógicos modernos, los nuevos maestros que le darían una educación de calidad a los niños colombianos. Para ese efecto se contrataron nueve maestros alemanes universitarios recién graduados en Berlín. En 1872 llegaron al país y un sector del Partido Conservador y de la Iglesia Católica los criticó duramente, pues no todos eran católicos.

La razón por la cual los radicales escogieron a Alemania como país con el cual contratar la misión pedagógica de 1871 es que por esa época el sistema de educación básica de ese país gozaba de un inmenso prestigio. En ese mismo año, el gobierno del Japón, que estaba adelantando una serie de reformas para modernizar su sociedad y economía, después de la Restauración Meiji de fines de la década de 1860, y buscando la mejor asesoría posible que pudiera encontrar en Europa, decidió contratar maestros alemanes de escuela para adelantar su reforma educativa (Easterlin, 1981: 5)⁴. En Colombia las consecuencias de la Misión Pedagógica alemana de 1872 fueron efímeras, pues después de 1880 un

³ Sin embargo, hay que señalar que un sector importante de la Iglesia aprobó las reformas educativas radicales (Rausch, 1993).

⁴ Mi bisabuelo Karl Meisel fue uno de los nueve maestros de escuela alemanes que llegaron a Colombia en 1872. Se le asignó al Estado del Magdalena, donde vivió hasta 1881. Posteriormente se radicó en Barranquilla, donde se dedicó a la enseñanza hasta el final de sus días. Falleció en esta última ciudad en 1921. Gracias a la tradición oral familiar paterna escuché desde temprana edad que cuando mi bisabuelo terminó la universidad en Berlín y estaba buscando trabajo, el gobierno de su país le ofreció la posibilidad de escoger entre participar en una misión que iba al Japón y otra que se

sector del liberalismo aliado con los conservadores frenó las reformas radicales, y en particular la educativa. Posteriormente, con la Constitución de 1886 se le regresó el control de la educación a la Iglesia Católica. En contraste, cuando se evalúan las razones para el despegue económico espectacular de Japón después de la Restauración Meiji, siempre se cita como una de las causas principales la muy efectiva implementación de un moderno sistema de educación primaria copiado de Alemania.

El desmonte de las reformas educativas radicales y la vuelta atrás que en esta materia, como en tantas otras, representó la Regeneración, fue una de las causas principales para que a comienzos del siglo XX Colombia fuera uno de los países con peores indicadores en educación en América Latina. Hacia 1900 los estudiantes matriculados en primaria solo representaron el 2,0% de la población total, mucho menos que lo que habían alcanzado otros países de la región (Ramírez y Salazar, 2010). Habría que señalar, sin embargo, que tal vez la derrota de los liberales radicales no fue la única causa del rezago educativo colombiano. El escaso crecimiento económico en términos de producto interno bruto (PIB) per cápita que tuvo el país en el siglo pasado, así como las enormes desigualdades sociales, étnicas y regionales en la distribución de la riqueza y las oportunidades, fueron otras razones adicionales y muy importantes. Estos últimos factores representaron serios obstáculos para el avance de las reformas educativas de los liberales en la década de 1870. Por ejemplo, en esos años los educadores se quejaron repetidamente de la inasistencia escolar. Ese fue un problema muy serio y tenía que ver con la pobreza de la población, para la cual el costo de oportunidad de tener un niño en la escuela en vez de estar trabajando era muy alto. De hecho, el 27 de noviembre de 1871 Manuel Navarro le envió una carta al Director de Instrucción Pública del Magdalena en la cual señalaba que (Meneses, 2009, pp. “[...] se opone la gran miseria del pueblo porque bien se hallan ocupados en las necesidades domésticas, o bien desnudos, descalzos o escasísimos: cosas que provienen de aquella situación y que interceptan el curso ordinario de dicha asistencia a la escuela”.

Con lo anterior se quiere señalar que, incluso si hubieran triunfado las reformas radicales en educación y en otras áreas de la vida económica, social y política, no se podría esperar que su impacto hubiera sido tan sobresaliente como el observado en Japón con las reformas Meiji, pues esta última era una sociedad más próspera y menos desigual que la Colombia de esa época. Pero con todo y esta aclaración, al parecer el país perdió mucho al no haber modernizado y democratizado su sistema educativo desde fines del siglo XIX, y es por ello que el sueño de los radicales, “educación de calidad para todos”, sigue siendo un anhelo y una necesidad nacional.

dirigiría a Colombia. Nunca pregunté si se sabía por qué razón escogió venir a nuestro país en lugar del Japón.

2. LA EDUCACIÓN DE CALIDAD COMO POLÍTICA PARA LA REDUCCIÓN DE LAS DESIGUALDADES REGIONALES.

2.1. DESIGUALDADES REGIONALES E INVERSIÓN EN CAPITAL HUMANO

En un estudio cuantitativo realizado con información de 110 países y 1.500 divisiones territoriales subnacionales, los economistas Nicolás Gennaioli, Rafael La Porta, Florencio López-de-Silanes y Andrei Shleifer (2011: 5) encontraron que la educación es el principal determinante de las diferencias en los niveles de ingreso per cápita entre regiones. Es más, es la educación la que explica casi todas las diferencias en los ingresos per cápita de las regiones, donde otras variables, como las instituciones locales, tienen una incidencia mínima.

Incluso algunos de los autores más influyentes de la corriente neoinstitucionalista, como Acemoglu y Dell (2009), encuentran en sus trabajos empíricos que el capital humano por sí solo explica cerca de la mitad de las diferencias intermunicipales en el producto per cápita para un grupo seleccionado de países de América Latina; también, sostienen que, a diferencia de las desigualdades, en capital humano: “las disparidades en capital físico entre las regiones es poco probable que sean un factor importante para explicar las desigualdades regionales en el producto, ya que existe una relativamente alta movilidad del capital al interior de las fronteras nacionales”.

También habría que señalar que entre las diferentes regiones de un país hay posibilidades de una alta movilidad de la mano de obra. De hecho, se puede pensar que si no hay obstáculos a la migración interregional de los trabajadores, su traslado a las regiones de más altos ingresos llevaría a la eliminación de las desigualdades regionales en el ingreso. Esto no ocurre debido, por lo menos, a tres factores: los costos de traslado, posibles barreras culturales y el hecho de que las personas que tienen un escasísimo nivel de capital humano se encuentran en una posición en la cual, antes que mejorar, si emigran a las zonas más prósperas pueden terminar peor, pues incurrirán en los costos de la reubicación, se enfrentarían a un costo de vida más alto y perderían sus redes familiares y sociales.

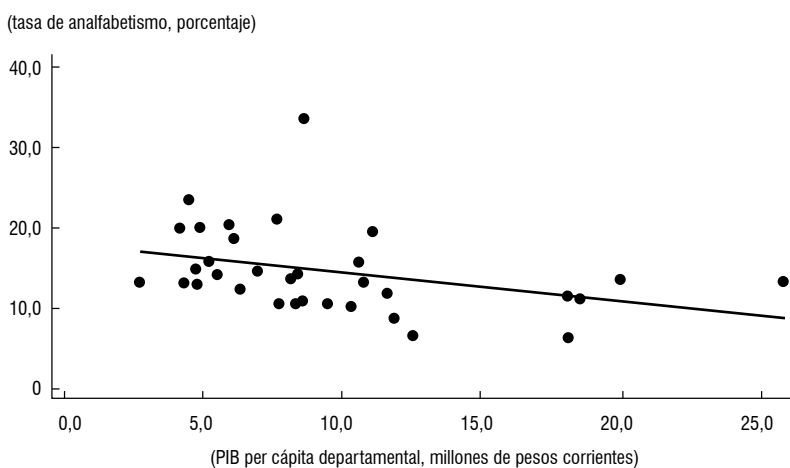
Por todos los factores señalados, una política regional de reducción de las disparidades regionales basada en la inversión en el capital humano de las regiones menos desarrolladas de un país ofrece múltiples ventajas (Mathur, 1999). La primera de ellas es que elimina el principal factor de desventaja competitiva que tienen las regiones menos prósperas, como se evidencia en múltiples estudios empíricos. Lo segundo, y esto es muy importante, es que no se puede sobreinvertir en la educación de las regiones atrasadas, como sí sucede muchas veces con las inversiones en infraestructura. Cuando un proyecto de riego, una represa, una carretera, una línea de tren o un puente se construyen con recursos del Estado en una región rezagada, debido a las presiones políticas, y sin una

adecuada observancia a su viabilidad de acuerdo con la razón costo-beneficio, la inversión resulta en una pérdida económica neta para el país. Estos son los “elefantes blancos” que se pueden encontrar por todas partes en los países en vías de desarrollo. La ventaja de la inversión en educación es que esta sí se puede trasladar a los lugares donde resulte más rentable. Por eso, si en una región la gente tiene mucho capital humano, pero debido a que las instituciones regionales no funcionan bien, o por cualquier otro factor, como que esa región no presenta una economía dinámica, la gente puede emigrar hacia donde se encuentren los mayores focos de prosperidad y crecimiento del país. Al emigrar por cuenta propia ellos mejoran su bienestar y pueden enviar recursos a los familiares que dejan atrás, elevando el valor de sus recursos físicos per cápita disponibles.

2.2 LAS DESIGUALDADES REGIONALES EN EL CAPITAL HUMANO EN COLOMBIA

En Colombia todos los indicadores de capital humano muestran una asociación positiva, y muy significativa, entre su nivel y el ingreso promedio de las regiones, departamentos, municipios y unidades comuneras. Por ejemplo, entre el más general de los indicadores de capital humano, el grado de analfabetismo y el PIB per cápita hay una correlación negativa de -0.35 (Gráfico 1).

GRÁFICO 1. ANALFABETISMO Y PIB PER CÁPITA DEPARTAMENTAL



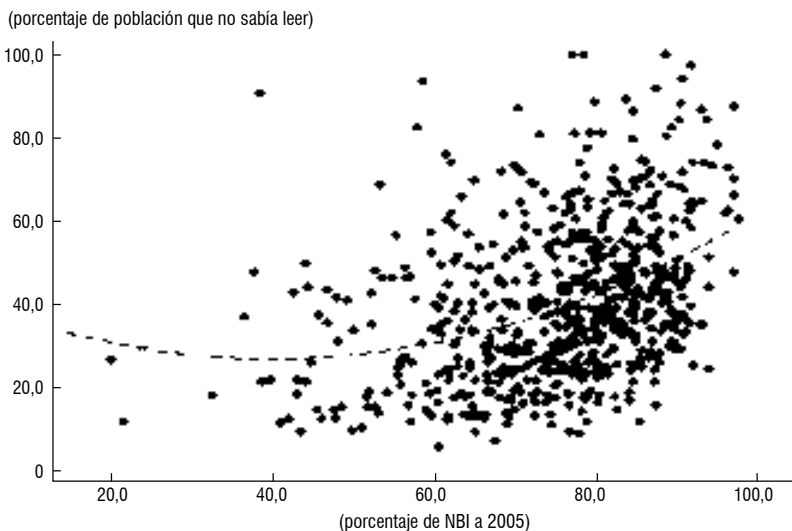
Nota: la tasa de analfabetismo es para el año 2005 y el PIB per cápita departamental corresponde al año 2009.
Fuente: DANE; cálculos del autor.

Edward L. Glaeser ha mostrado que las diferencias en los niveles de capital humano que había a comienzos del siglo XX entre las principales economías del mundo tienen una alta correlación con el nivel de su PIB per cápita en épocas recientes. Es decir, que hay una evidente *dependencia de sendero* en este sentido (Glaeser, 2009). Entre las regiones colombianas se observa un fenómeno similar. El mapa de los municipios colombianos de 1912, que indicaba los porcentajes de la población que sabía escribir, revela una tendencia bastante similar al patrón actual de la distribución de la prosperidad relativa, donde el grueso de esta se concentra en el rectángulo Bucaramanga-Bogotá-Cali-Medellín (Mapa 1, p.277). Para los municipios colombianos el coeficiente de correlación entre el porcentaje de población que no sabía leer en 1912 y el porcentaje de población con necesidades básicas insatisfechas (NBI) en 2005 es de 0,37 y es de 0,38 en el caso de los que no sabían escribir (Gráfico 2). Es decir, hay una persistencia en el tiempo en las desigualdades interregionales en capital humano, la cual es muy alta.

Los principales investigadores en el tema de la educación señalan que la cobertura es un indicador aproximado de las aptitudes cognitivas y de los conocimientos de las personas. Por ejemplo, Eric A. Hanushek (2005) sostiene que muchas de las polémicas sobre la relación escolaridad-crecimiento económico se derivan de no tener en cuenta explícitamente la calidad de la enseñanza. En el caso colombiano se encuentra un mayor grado de correlación entre los resultados en los exámenes de Estado para la educación media (prueba Saber 11) en matemáticas y lenguaje con las NBI, que con indicadores puramente cuantitativos de capital humano, como los años de escolaridad. El coeficiente de correlación entre el índice de NBI y los resultados departamentales en las pruebas de matemáticas y lenguaje es de -0,74 y -0,78, respectivamente (Gráfico 3). Con lo anterior, y tal como lo entendieron los liberales radicales en el siglo XIX, se quiere enfatizar que una política de reducción de las desigualdades regionales por medio de las inversiones en capital humano se debe enfocar tanto a la cobertura como a la calidad.

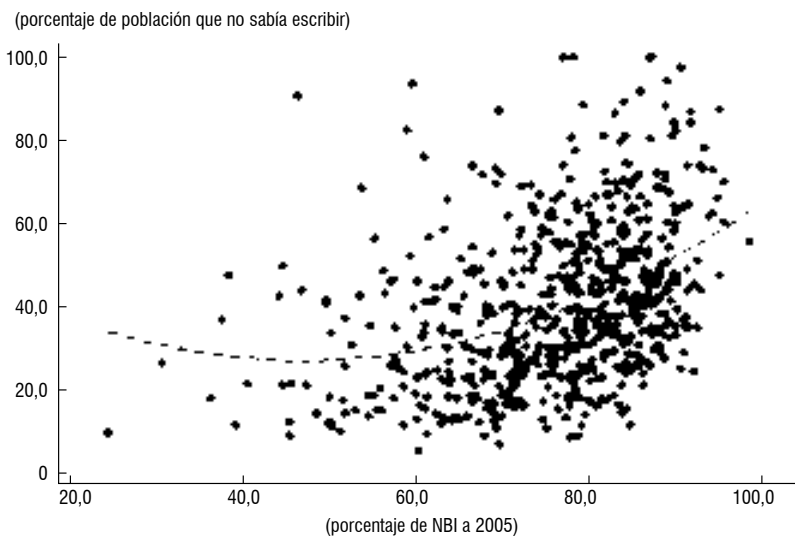
GRÁFICO 2. CORRELACIÓN ENTRE EL PORCENTAJE DE LA POBLACIÓN MUNICIPAL CON NBI EN 2005 Y EL PORCENTAJE DE POBLACIÓN QUE NO SABÍA LEER NI ESCRIBIR EN 1912

A. Porcentaje de población que no sabía leer en 1912



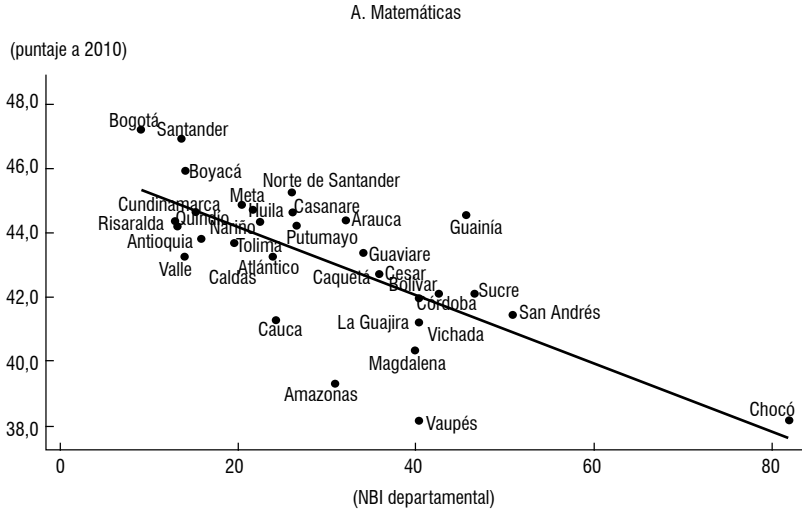
Nota: coeficiente de correlación = 0,37.

B. Porcentaje de población que no sabía escribir en 1912

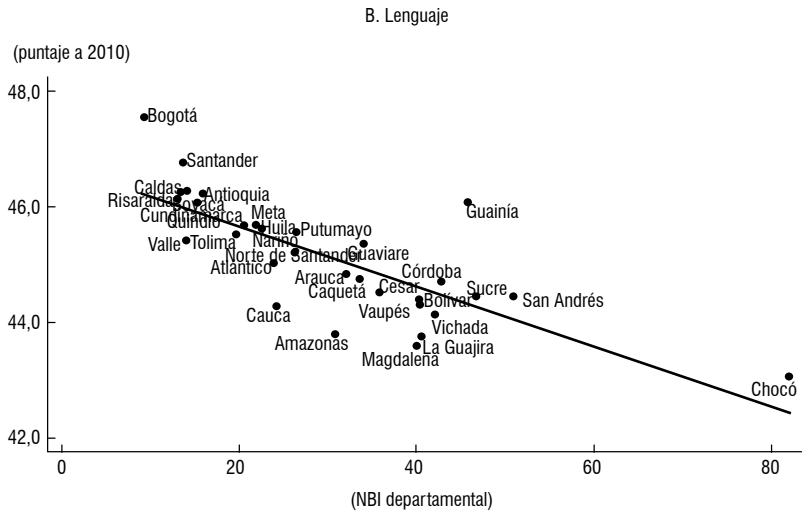


Nota: coeficiente de correlación = 0,38.
Fuente: Censo de 1912; elaboración del autor.

GRÁFICO 3. CORRELACIÓN ENTRE EL PUNTAJE PROMEDIO DEPARTAMENTAL EN LAS PRUEBAS SABER 11 Y EL ÍNDICE DE NBI



Nota: coeficiente de correlación = -0,74



Nota: coeficiente de correlación = -0,78
Fuentes: Icfes y DANE; cálculos del autor.

3. ¿EN QUÉ HABRÍA QUE INVERTIR EN COLOMBIA PARA QUE EL CAPITAL HUMANO SIRVA COMO POLÍTICA PARA REDUCIR LAS DISPARIDADES ECONÓMICAS REGIONALES?

Con las políticas públicas para el fomento de la educación es común encontrar que en principio todos los gobernantes las apoyan, pero a la hora de invertir no les dan la prioridad que merecen. Esto surge desde las mismas propuestas de campaña, que en este campo tienden a caer en las generalidades: “promoveremos la calidad de la educación”, “ampliaremos la oferta de cupos universitarios”, “mejoraremos la infraestructura de los colegios”. Esas propuestas difusas, sin cuantificación de costos, sin tiempos de realización especificados, llevan a que finalmente se logre poco en este campo, aunque simultáneamente se tenga una retórica aparentemente proeducativa. Sin embargo, para que la inversión en capital humano se pueda convertir en una estrategia efectiva para cerrar la brecha en los niveles de ingresos entre el centro y la periferia de los países, es necesario que exista claridad hacia cuáles aspectos hay que orientar los recursos públicos, su valor y el horizonte temporal.

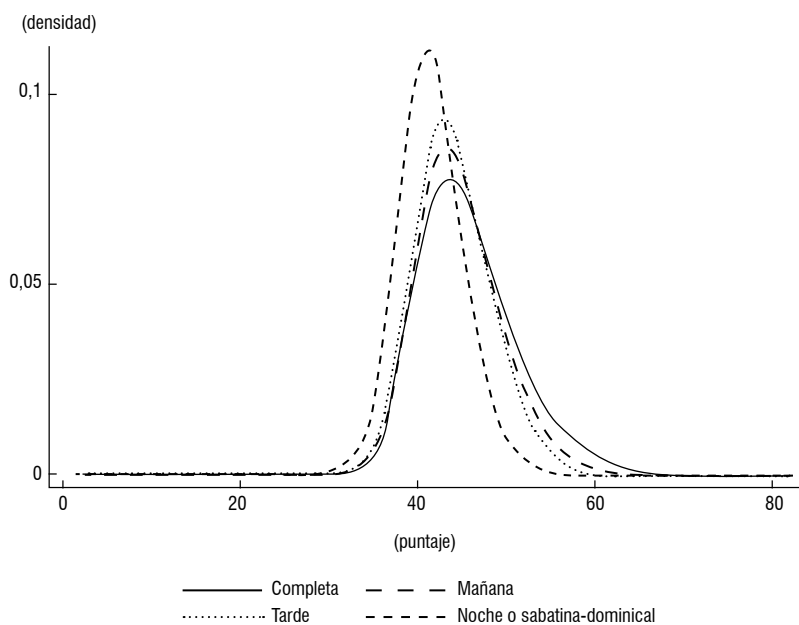
Por las razones expuestas, a continuación presentaremos cuatro áreas de acción que consideramos que le permitirían al Caribe colombiano avanzar significativamente hacia el objetivo de eliminar su rezago en materia educativa. Para ello haremos uso de varios de los trabajos que sobre el tema de capital humano se han realizado en el Centro de Estudios Económicos Regionales (CEER) en los últimos años:

1. *Eliminación del analfabetismo.* De acuerdo con la encuesta de calidad de vida del Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE, 2008), en 2008 la región Caribe (incluido San Andrés) tenía un total de 733.086 personas de más de 15 años que eran analfabetas, lo que muestra una tasa de analfabetismo de 11,67%. Se trata de una cifra dramática que ilustra la magnitud del atraso de la región en cuanto a capital humano (Cepeda y Meisel, 2011). El cálculo que ha hecho el Ministerio de Educación Nacional del costo de alfabetizar una persona adulta es de \$200.000. De esa manera, el costo total para erradicar el analfabetismo en la costa Caribe es de \$146.000 millones; es decir, una suma que equivale a la construcción de una carretera de 29 kilómetros de doble carril en terreno plano. Un programa ambicioso para lograr este objetivo no debería tardar más de tres o cuatro años.
2. *Construcción de la infraestructura educativa para poder establecer la jornada escolar única.* Tanto internacional como nacionalmente hay una amplia evidencia de que el rendimiento académico es mayor entre más tiempo permanecen en la escuela los estudiantes. En Colombia, en las últimas décadas, con el interés de ampliar la cobertura de la educación se estableció en la mayoría de los colegios públicos la doble jornada. Es decir, que unos niños estudian por la mañana, otros por la tarde y en muchas ocasiones hay un tercer

grupo que estudia por la noche (Bonilla, 2014). De esta manera se reduce el número de horas de clases de los estudiantes y se aumentan sus horas de ocio, siendo ambas situaciones contraproducentes.

En la costa Caribe menos del 1% de los estudiantes en instituciones oficiales cursa la jornada completa; el 61,5% asiste en la mañana; el 25,6% en la tarde, y el 11,5% en la noche. También se encuentra que en las pruebas Saber 11 los resultados que obtienen los estudiantes de la jornada nocturna son los más bajos, luego siguen los de la diurna y los más elevados corresponden a quienes estudian en la mañana (Gráfico 4).

GRÁFICO 4. DISTRIBUCIÓN DEL PUNTAJE EN LA PRUEBA SABER 11 POR JORNADA EDUCATIVA, 2009



Fuente: ICFES y cálculos del autor.

En el caso de la costa Caribe, ¿cuánto costaría construir los colegios para que solo existiera la jornada completa en la educación oficial? Se estima que el costo de construir un colegio es de \$3,5 millones por alumno, con una vida útil de 25 años (Bonilla, 2014). En la costa Caribe se estima en \$2,6 billones el costo total de construir la infraestructura requerida para eliminar las jornadas múltiples. Este es un proyecto costoso, y necesariamente se debe acometer por

períodos. Por ejemplo, si se decidiera realizarlo en 15 años, habría que invertir anualmente \$173.000 millones.

3. *Cerrar la brecha en la capacitación de los docentes.* En la literatura internacional hay un consenso de que la calidad de los docentes es uno de los determinantes más importantes de la calidad de la educación. En Colombia se ha encontrado que la distribución espacial del nivel de capacitación de los maestros no es aleatoria. Esta distribución coincide, en términos generales, con el grado de desarrollo local (Galvis y Bonilla, 2014). Por tanto, la capacitación es mejor en las zonas urbanas que en las rurales y es mejor en la zona andina, en especial en el rectángulo Bucaramanga-Medellín-Cali Bogotá, y es mucho menor en la periferia Caribe y Pacífica (Mapa 2, p. 278).

Habría, pues, que diseñar un programa para elevar en los próximos años el porcentaje de profesores con posgrados. Para que el programa sea efectivo es necesario que se escojan los profesores más exitosos en la docencia, de acuerdo con los resultados de sus estudiantes. En el caso de la costa Caribe, para elevar el número de profesores de primaria y secundaria con posgrado hasta un porcentaje similar al del resto del país, es decir, del 17,6% al 27,2%, habría que financiar los posgrados de 4.155 profesores. Si asumimos que cada posgrado tiene en promedio un costo de \$6 millones, estaríamos hablando de una inversión de \$24.932 millones⁵.

4. *Eliminación de la brecha de rendimiento académico entre los estudiantes de las minorías, afrodescendientes e indígenas, y el resto.* En la costa Caribe hay una significativa participación de los afrodescendientes e indígenas en la población total. Los primeros representan el 15,43% de la población costeña, mientras que los últimos son el 6,83% del total, los cuales suman el 22,31%. Los miembros de esas minorías tienden a sacar menores puntajes en exámenes estandarizados, como la prueba Saber 11. En la medida en que más de la quinta parte de la población del Caribe colombiano pertenece a una minoría étnica, su bajo rendimiento académico afecta negativamente el desempeño académico de la región, y es una de las razones para que la costa se encuentre por debajo del promedio nacional en los exámenes de Estado.

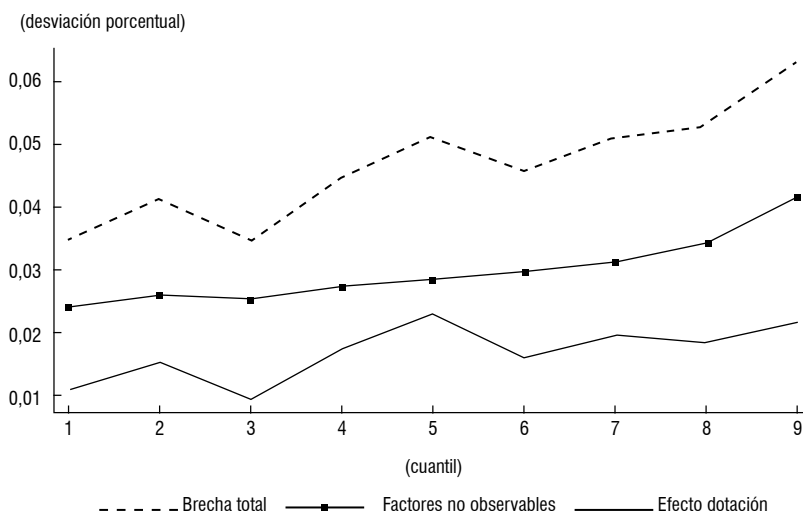
En un análisis de la brecha de rendimiento existente entre los estudiantes indígenas y afrodescendientes con el resto de estudiantes costeños, Sánchez Jabba (2014) descompuso el total de la brecha en la parte que es atribuible a factores observables, tales como la educación de los padres, y la que obedece a factores no observables (véase Gráfico 5). En primera instancia, hay que señalar que la brecha total de rendimientos es significativa, desfavorece a los estudiantes

⁵ El autor agradece la colaboración de Luis Armando Galvis para establecer el monto de la inversión en este caso.

étnicos y se amplía desde un poco más de 3% en los quintiles inferiores, hasta alrededor de 6% para los quintiles más altos.

La brecha que se atribuye a factores no observables podría ser el resultado de una menor motivación por parte de los estudiantes étnicos, un bajo nivel de aspiraciones, baja autoestima y el hecho de que para muchos de ellos el español no es su lengua madre.

GRÁFICO 5. BRECHA DE RENDIMIENTO ACADÉMICO EN MATEMÁTICAS ENTRE LOS ESTUDIANTES INDÍGENAS Y AFRODESCENDIENTES Y EL RESTO DE LA REGIÓN CARIBE



Fuente: ICFES y cálculos del autor.

Una política inicial que se podría poner en práctica sin muchos costos, que busque mejorar el rendimiento de los estudiantes étnicos en las pruebas Saber 11, podría ser la de ofrecerles sin ningún costo acceso a talleres de preparación para estas pruebas, donde se les ofrezca orientación, motivación y preparación para el examen. Por ejemplo, en 2010 un total de 7.080 estudiantes étnicos costeños que estudiaron en colegios públicos se presentaron a las pruebas Saber 11. Un programa para financiarles un taller con un costo de \$500.000 por estudiante tendría un valor anual de \$3.540 millones. Con seguridad, un programa de este tipo lograría aumentar el rendimiento en esa prueba de los estudiantes étnicos, lo cual es crucial, pues incrementa sus posibilidades de acceder a educación superior de buena calidad.

4. CONCLUSIONES

En este capítulo hemos señalado que el sueño de los liberales radicales que dominaron la vida política nacional entre 1863 y 1880, “de lograr una educación primaria pública universal, laica y gratuita”, se frustró en gran medida porque las fuerzas más conservadoras de la sociedad lograron triunfar y devolver el cuasimonopolio de la educación a la Iglesia Católica. El país perdió la oportunidad de haber avanzado significativamente en la modernización de su sistema educativo, como lo hizo por esa época Japón. En el siglo XX se logró superar, en parte, el rezago que en materia de capital humano tenía Colombia, pero el avance ocurrió con profundas diferencias entre unas zonas y otras. Aquellas que se beneficiaron de la economía cafetera y, más tarde, con el modelo de industrialización por sustitución de importaciones, lograron los mayores avances.

En la actualidad subsisten enormes diferencias entre los niveles de desarrollo de las regiones más prósperas del país y las más atrasadas. Aquí se propone que la política más efectiva para reducir dichas disparidades económicas regionales es la inversión en capital humano en la periferia. La enorme ventaja que tiene esa estrategia es que no hay riesgos mayores a que se sobreinvierta en este rubro, ya que la mano de obra dentro de un país tiene movilidad. En caso de que en la región de origen la persona no consiga trabajo, o no reciba una remuneración adecuada, siempre puede emigrar a las zonas más prósperas del país. Eso no ocurre con las inversiones en infraestructura, donde periódicamente se construyen “elefantes blancos”, que se quedan allí y nadie los puede mover para otro lado.

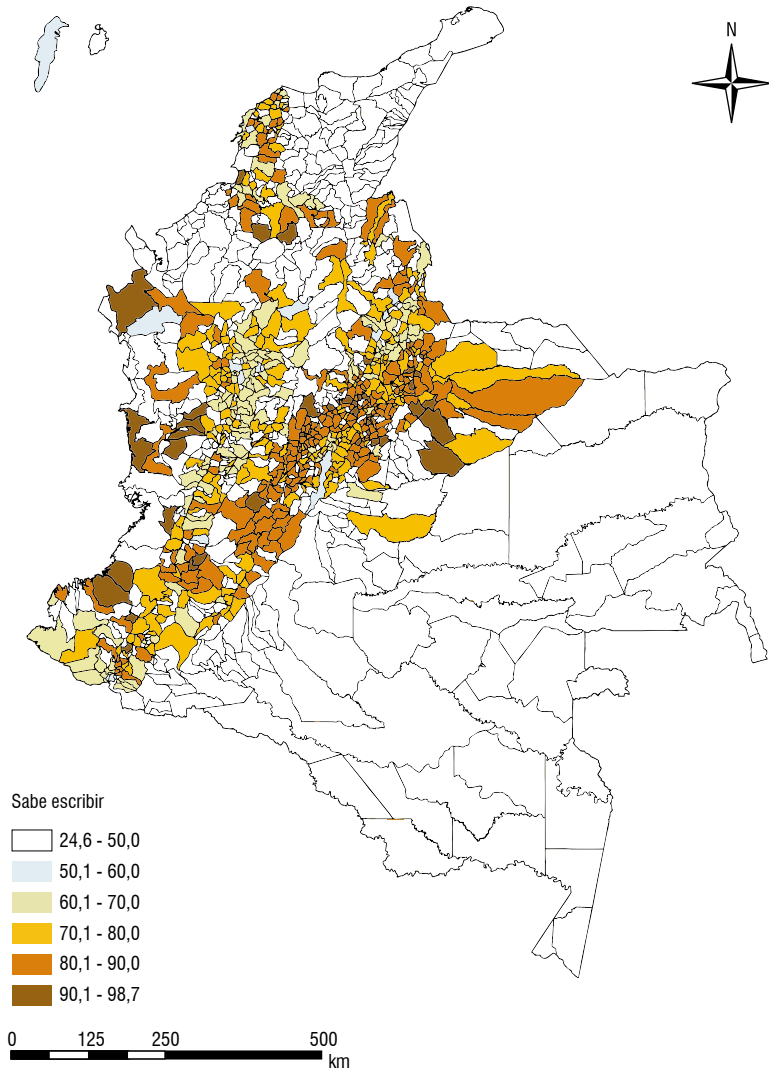
Finalmente, se presentan cuatro ejemplos del tipo de inversiones que en materia de capital humano podría acometer la región Caribe en los próximos años para reducir las profundas disparidades regionales. En tres de esos se hizo una cuantificación aproximada del costo que tendría el realizar la propuesta. En todos los casos se trata de políticas con una alta rentabilidad económica y social.

REFERENCIAS

- Acemoglu, D.; Melissa, D. (2009). “Beyond Neoclassical Growth: Technology, Human Capital, Institutions and Within-Country Differences” (mimeo), Instituto Tecnológico De Massachusetts, enero.
- Alarcón, L. (2009). “La inasistencia escolar. Un problema secular de la educación colombiana del siglo XIX. El caso del Estado Soberano del Magdalena”, *Revista Digital de Historia y Arqueología desde el Caribe* (memorias), Uninorte, vol. 6, núm. 10, pp. 218-230.

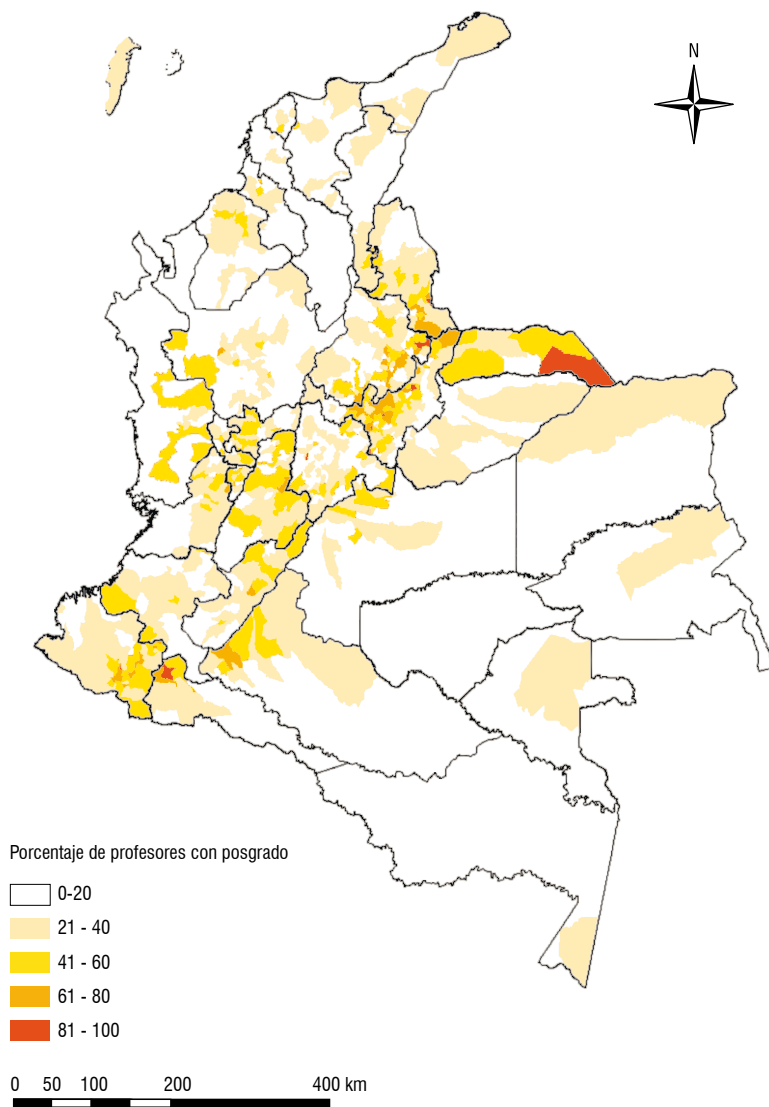
- Bonilla, L. (2014). “Doble jornada escolar y calidad de la educación en Colombia”, en A. Otero, A. Sánchez Jabba (eds.), *Educación y desarrollo regional en Colombia*, Colección de Economía Regional, Banco de la República, pp. 1-56.
- Cepeda, L.; Meisel R., A. (2011). “Evolución Caribe: invitación al diálogo sobre macroproyectos y proyectos para el desarrollo del Caribe colombiano”, *Economía y Región*, vol. 5, núm. 1.
- Easterlin, R. (1981). “Why Isn’t the Whole World Developed?”, *Journal of Economic History*, vol. 41, núm. 1, pp. 1-19.
- Galvis, L. A.; Bonilla, L. (2014). “Desigualdades en la distribución del nivel educativo de los docentes en Colombia”, en A. Otero, A. Sánchez Jabba (eds.), *Educación y desarrollo regional en Colombia*, Colección de Economía Regional, Banco de la República, pp. 211-234.
- Gennaioli, N.; La Porta, R.; López, F.; Shleifer, A. (2011). “Human Capital and Regional Development”, working paper, núm. 17158, Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research (NBER).
- Glaeser, E. L. (2009). “What Happened to Argentina? [en línea]” disponible en <http://economix.blogs.nytimes.com/2009/10/06/what-happened-to-argentina/>, consultado el 29 de septiembre de 2011.
- Hanushek, E. A. (2005). “¿Por qué importa la calidad de la educación?”, *Finanzas y Desarrollo*, vol. 42, núm. 2, pp. 15-19.
- Mathur, V. K. (1999). “Human Capital-Based Strategy for Regional Economic Development”, *Economic Development Quarterly*, vol. 13, núm. 3, pp. 203-216.
- Meisel, A. (2010). “Más allá de la retórica de la reacción, análisis económico de la desamortización en Colombia, 1861-1888”, en A. Meisel y M. T. Ramírez (eds.) *Economía colombiana del siglo XIX*, Bogotá: Banco de la República y Fondo de Cultura Económica.
- Mejía, L. (2007). *Los Radicales, historia política del radicalismo del siglo XIX*. Bogotá: Universidad Externado de Colombia.
- Rausch, J. M. (1993). *La educación durante el federalismo. La reforma escolar de 1870*. Bogotá: Instituto Caro y Cuervo-Universidad Pedagógica Nacional.
- Rodríguez, E. (1950). *El Olimpo Radical*. Bogotá: Librería Voluntad.
- Ramírez, M. T.; Salazar, I. (2010). “El surgimiento de la educación en Colombia: ¿En qué fallamos?”, en A. Meisel y M. T. Ramírez (eds.), *La economía colombiana del siglo XIX*, Bogotá: Banco de la República-Fondo de Cultura Económica.
- Sánchez-Jabba, A. (2014). “Etnia y rendimiento académico en Colombia”, en A. Otero, A. Sánchez (eds.), *Educación y desarrollo regional en Colombia*, Colección de Economía Regional, Banco de la República, pp. 57-100.
- Sierra, R. (ed.) (2006). *El radicalismo colombiano del siglo XIX*, Bogotá: Universidad Nacional de Colombia.

MAPA 1. PORCENTAJE DE LA POBLACIÓN QUE SABÍA ESCRIBIR, 1912



Nota: la información se refiere a 697 municipios.
Fuente: censo de 1912; cálculos del autor.

MAPA 2. DISTRIBUCIÓN DE LOS PROFESORES CON POSGRADO, 2009



Fuente: Galvis y Bonilla (2011).

Educación y desarrollo regional en Colombia
se terminó de editar, imprimir y encuadernar
en julio de 2014, Bogotá D. C., Colombia

Se compuso en fuente tipográfica
Times New Roman de cuerpo 11 puntos.