

# archivos analíticos de políticas educativas

Revista académica evaluada por pares, independiente,  
de acceso abierto y multilingüe



Universidad de San Andrés y Arizona State University

Volumen 26 Número 81

16 de julio 2018

ISSN 1068-2341

## **Efecto de la Doble Jornada Escolar en el Desempeño Académico de los Estudiantes Colombianos: Un Análisis Empírico para Informar la Política de Jornada Única**

*Claudia Patricia Ovalle-Ramirez*  
Universidad de Antioquia  
Colombia

**Citation:** Ovalle-Ramirez, C. P. (2018). Efecto de la doble jornada escolar en el desempeño académico de los estudiantes colombianos: Un análisis empírico para informar la política de jornada única. *Education Policy Analysis Archives*, 26(81). <http://dx.doi.org/10.14507/epaa.26.2990>

**Resumen:** Para establecer el efecto de la jornada escolar sobre las competencias en Razonamiento Cuantitativo, Ciencias y Lectura Crítica medidas por las pruebas de final de secundaria SABER11, se implementó un diseño cuasi-experimental con el método de Emparejamiento de Casos por Puntajes de Propensión. Los datos del estudio provienen del sector educativo público de colegios con una jornada (Jornada Completa, Mañana o Tarde) como grupos de control (contra factuales), y de la Doble Jornada (con ambas Jornadas Mañana y Tarde) como grupo experimental. La fuente de datos fue secundaria y correspondió a bases de datos censales colombianas del año 2016 (Encuesta de Educación Formal C-600 DANE, Sistema de Matrícula SIMAT, Pruebas Nacionales SABER11). Los resultados indican que la doble jornada aumenta entre 2% al 6% de una desviación estándar los resultados de Razonamiento Cuantitativo, entre 1% a 5% en Ciencias y entre 1% a 6% en Lectura Crítica. Las instituciones que tienen una sola jornada, sea esta Completa, Mañana o Tarde, presentaron una disminución de los resultados en las pruebas. Estos resultados pueden informar a quienes hacen las políticas educativas en los países donde se planea hacer la implementación de la extensión de la jornada escolar como estrategia de calidad y equidad educativas.

Página web: <http://epaa.asu.edu/ojs/>  
Facebook: /EPAAA  
Twitter: @epaa\_aape

Artículo recibido: 14-09-2017  
Revisiones recibidas: 07-04-2018  
Aceptado: 07-04-2018

**Palabras-clave:** Jornada única; Educación internacional; Pruebas estandarizadas; Horarios escolares; Métodos estadísticos

### **Effect of the double school day on the academic performance of Colombian students: An empirical analysis to inform the full day policy**

**Abstract:** To establish the effect of the school shift on students' performance in Quantitative Reasoning, Science and Reading (measured with standardized test SABER11) a quasi-experimental research design was implemented. In order to obtain matched samples Propensity Score Matching was used. Data comes from both single shift schools (including either Full time shift, Morning shift or Afternoon shift) used as control groups (or counterfactuals) and Double shift schools (including both Morning and Afternoon shifts, but serving different students) as experimental group. National Databases such as National Educational Survey C-600, National Ministry of Education SIMAT, and National Standardized Tests (SABER11) were used. The results indicate that the double shift schools increase between 2% and 6% of a standard deviation of the Quantitative Reasoning results, between 1% and 5% in Science and between 1% and 6% in Critical Reading. Institutions that have a single day, whether full shift, morning shift or afternoon shift, showed a decrease in test results. These results can inform those who make educational policies and the countries where they plan to implement the extension of the school day as a strategy of educational quality and equity.

**Keywords:** Extended school day; International Education; Standardized tests; School Schedules; Statistical Method

### **Efeito horário escolar no desempenho acadêmico de estudantes colombianos: Uma análise empírica para informar a política de um único dia**

**Resumo:** Para estabelecer o efeito do dia escolar nas habilidades de raciocínio quantitativo, ciência e leitura críticas o teste padronizado SABER11 foi usado. O estudo implementado foi um desenho quasi-experimental. Os dados do estudo das escolas do sector da educação pública com um horário escolar único (dia inteiro, manhã ou tarde) foram usados como grupos controle (contra-factuais) e como grupo de tratamento as escolas com ambos os horários manhã e tarde. Os dados de origem secundário correspondem a bases de dados do censo Educação da Colômbia 2016 (formulário C-600 DANE, Sistema de inscrição Formal SIMAT, SABER11 testes). Os resultados indicam que as escolas com ambos os horários manhã e tarde aumenta os pontuações dos testes de 2% a 6% de um desvio -raciocínio quantitativo-, entre 1% a 5% -Ciência- e de 1% a 6% em Leitura Crítica. As instituições que possuem um horário escolar único, seja a manhã, tarde ou horário completo, apresentaram uma diminuição nos resultados dos testes. Estes resultados podem informar aqueles que fazem as políticas educacionais em países onde está prevista para implementar a extensão do dia escolar como estratégia para a qualidade e equidade educacional.

**Palavras-chave:** Horário completo; Educação internacional; Testes padronizados; Horas de escola; Métodos estatístico

## Introducción

La actual política pública de Jornada Única (siete horas pedagógicas para el nivel de básica primaria y ocho horas para Básica Secundaria y Educación Media) busca que para el año 2018 el 30% de las instituciones públicas colombianas se encuentren en esta jornada y que para el 2025 el 100% de las mismas haya hecho la conversión. En Colombia, la mayoría de establecimientos educativos aún funcionan bajo el sistema de doble jornada o doble turno. Este sistema permite que los estudiantes puedan utilizar las instalaciones educativas en la mañana y otros en la tarde; o, incluso, en las noches y fines de semana en caso de estudiantes en situación de extra edad.

La nueva política de Jornada Única se basa en el supuesto de que una sola jornada, y por tanto mayor tiempo pedagógico, desarrollarán competencias básicas de los estudiantes y permitirán que se prevengan problemas psico-sociales como el consumo de sustancias, delincuencia juvenil, embarazo adolescente, entre otros (Departamento Nacional de Planeación, 2014). La literatura que sustenta este supuesto incluye estudios del efecto de la jornada sobre los resultados de estudiantes de grados 5° y 9° en Colombia (Hincapié, 2014), y sobre la repetición y deserción escolar de estudiantes de colegios públicos (García, Fernández, & Weiss, 2013). También se sustenta sobre la base de estudios en Latino América que encuentran efectos positivos en lenguaje y matemáticas (Bellei, 2009) y en resultados educativos como graduarse de la secundaria (LLaci, Adrogué, & Gigaglia, 2009).

El problema de investigación del presente estudio se refiere al supuesto fundamental de la política de la Jornada Única. Debido a la falta de evidencia para el sector educativo público el estudio buscó determinar el efecto de la doble jornada en los desempeños en pruebas estandarizadas en Razonamiento Cuantitativo, Lectura Crítica y Ciencias de los estudiantes colombianos en instituciones públicas del nivel educativo de Media (16 a 18 años de edad). Para este propósito se empleó un diseño cuasi-experimental teniendo en cuenta las variables observables de la institución que no se han empleado en estudios previos (i.e., el nivel educativo y el tipo de nombramiento del docente y el Índice Sintético de la Calidad Educativa –Isce-) y datos actualizados de las pruebas estandarizadas (Saber11), que fueron modificadas en el año 2014.

Los resultados del estudio informan si los cambios implementados por la nueva Política de Jornada Única -desmonte a una sola jornada y extensión del tiempo de instrucción- (Departamento Nacional de Planeación, 2014; Ministerio de Educación Nacional, 2015b, 2015d) tienen influencia en los puntajes de las pruebas SABER11 en las áreas objeto de estudio. También permite establecer las brechas de desempeño de los estudiantes en cada jornada y las variables que contribuyen en los resultados obtenidos por los estudiantes de la doble jornada.

Para el análisis de los datos en el presente estudio cuantitativo se estableció el efecto de la jornada escolar sobre los tratados (ATT), que es el efecto causal del tratamiento detectado usando una muestra de instituciones escolares y que se puede generalizar a la población. Inicialmente, se desarrolló el emparejamiento por Puntajes de Propensión de las instituciones con doble jornada escolar con aquellas que solo tienen una jornada (sea esta Completa, Mañana o Tarde). Después se obtuvo la diferencia (en desviaciones estándar) entre los grupos tratamiento y control en los resultados de las pruebas estandarizadas SABER11. La unidad de análisis fue el desempeño promedio del colegio en las pruebas SABER11 de Razonamiento Cuantitativo, Lectura Crítica y Ciencias, y se incluyeron variables de la institución como: 1) el Índice Sintético de la Calidad Educativa –Isce- de los grados 3,5,9 y 11 (Ministerio de Educación Nacional, 2015c); 2) el número de profesores con grado universitario en Licenciatura 3) el número de profesores con Postgrado en Educación; 4) el número de docentes con cargo en Propiedad.

El uso de la técnica estadística de Puntajes de Propensión o PSM contribuyó a superar algunas dificultades que se presentan en la investigación en educación como la asignación aleatoria de los estudiantes a una intervención educativa, los problemas éticos con la experimentación con sujetos y las dificultades para establecer una muestra representativa de la población (Gertler, Martínez, Premand, Rawlings, & Vermeersch, 2011; Khandker, Koolwal, & Samad, 2010).

## **Revisión de la Literatura**

Los estudios empíricos indican que existe una relación entre el tiempo de formación y el desempeño académico. Esta evidencia comprende los efectos sobre el desempeño que tiene la mayor duración del día escolar (como los estudios de colegios charter de Abdulkadiroglu, Angrist, Dynarski, Khane, & Phatak, 2011; Angrist, Cohodes, Dynarski, Pathak, & Walters, 2013), la extensión del año escolar (Cooper, Valentine, Charlton, & Melson, 2003; Marcotte, 2007) y el aumento de las horas de clase (Bachman, Votruba-Drzal, Nokali, & Castle-Heatly, 2015).

Estos estudios atribuyen los efectos de la jornada escolar a una serie de variables de las instituciones relacionadas con la gestión escolar. Por ejemplo, Según Angrist et al. (2013) las características de gestión como la cultura organizacional enfocada en la política de “No excusas” (comportamiento y rendimiento) sin importar la condición socioeconómica del estudiante, la contratación de docentes altamente selectiva y el monitoreo constante de entes de control gubernamental están relacionadas con la existencia de un efecto de la jornada escolar en las escuelas charter. Este efecto queda evidenciado por los resultados de los estudiantes entre los grados de 9° y 12°: un efecto en la prueba MCAS (grado 9°) equivalente a 0,41 (e.s. 0,10) en Lectura Crítica y 0,56(e.s. 0,12) en Razonamiento Cuantitativo. En el test SAT (grado 12°) los chárter tienen una puntuación promedio más alta equivalente a 23,5(15,7 s.d.) en pruebas de Lectura Crítica y 51,7(16,9 s.d.) en Razonamiento Cuantitativo. Estos resultados se explican por el aumento de 100 minutos diarios de formación escolar (los colegios chárter con 489 minutos diarios de instrucción y los colegios públicos con 389 minutos).

Sin embargo, no existe consenso a nivel internacional sobre el efecto de la jornada escolar. Por ejemplo, hay revisiones de la literatura mundial que no reportan efectos negativos de una jornada escolar más larga (Patall, Cooper, & Allen, 2010) pero en Latino América se han encontrado efectos positivos no significativos (debidos al azar o a otras variables) e incluso efectos negativos de la extensión de la jornada escolar (Holland, Alfaro, & Evans, 2015).

Estas diferencias pueden relacionarse con aspectos metodológicos como las variables estudiadas (en muchos estudios se omiten aspectos como la calidad de las instituciones educativas o el uso del tiempo de formación dentro de la jornada) y el uso de modelos de estimación diferentes (correlacionales, cuasi-experimentales, experimentales). En la literatura se reporta que existen diseños cuasi- experimentales que podrían ayudar en la estimación del efecto usando como unidad de análisis las escuelas (Cerdan-Infantes & Vermeersch, 2007) y los individuos (Villanueva-Acuña, 2015).

En el caso de Colombia hay pocos estudios empíricos enfocados en el efecto de la jornada en el desempeño académico en el nivel de educación básica o básica secundaria del sector público (García et al., 2013; Hincapié, 2014), a pesar de que es a este sector al que está dirigida la nueva Política de Jornada Única (Departamento Nacional de Planeación, 2014), que extiende la jornada escolar en 8 horas diarias. Tampoco es común en los estudios colombianos el uso de métodos cuasi-experimentales como el Emparejamiento por Puntajes de Propensión o “PSM” (solo el estudio de Villanueva-Acuña, 2015), ya que en su mayoría se trata de estudios econométricos que emplean

métodos cuasi experimentales como las variables instrumentales (Bonilla, 2011) y las diferencias en diferencias (Hincapié, 2014).

Así mismo, en estudios sobre factores asociados al desempeño académico en Colombia se han establecido factores de las instituciones escolares que potencian el efecto de la jornada escolar sobre los resultados académicos como el nivel socioeconómico, el tamaño (matrícula total), sector (público-privado) y la localización (urbano-rural). El nivel socioeconómico del establecimiento (medido con el índice INSE) explica alrededor del 9% de las disparidades entre colegios en el grado 5° y el 19% en el grado 9°. Esto significa que en la medida en que el estudiante avanza en el sistema educativo, las diferencias socio-económicas de la institución pueden afectar más sus aprendizajes (ICFES, 2016).

También existe evidencia en estudios colombianos de que el tamaño de la institución escolar tiene un impacto en el desempeño por medio de las tasas altas de docente a estudiante que afectan la calidad de la enseñanza (Piñeros & Rodríguez, 1998). En la ley colombiana se estipula un mínimo de estudiantes por grupo en el sector público -mínimo 32 en la zona urbana y 22 en la zona rural- pero no se reglamenta sobre un máximo (Art. 2, Decreto 1075 de 2015, Ministerio de Educación Nacional, 2015a)

De la misma manera, el sector educativo tiene un efecto en los resultados de las pruebas de desempeño académico. El sector privado en Colombia presenta una ventaja en los resultados en pruebas Saber de grados 3°, 5° y 9° comparado los colegios oficiales, pero en los niveles socio-económicos más bajos los colegios oficiales tienen resultados más altos (ICFES, 2016). La ubicación de la institución se asocia también con el desempeño de los estudiantes, presentando el área rural un menor desempeño comparado con el área urbana, pero un crecimiento anual mayor (ICFES, 2016).

A pesar de esta evidencia sobre los factores de la institución que se relacionan con el desempeño de los estudiantes no hay evidencia disponible del efecto de las variables de la calidad educativa, ya que no se cuenta con esta medida antes del año 2015 (momento en el que aparece la medida del ISCE o índice Sintético de la Calidad). Tampoco se ha explorado otras variables institucionales que pueden ser empleadas en la implementación de la jornada única (i.e., educación docente y vacante docente) para informar la implementación de esta jornada. Por ejemplo, si se encuentra evidencia de que el nivel educativo docente potencia el efecto de la jornada escolar, el componente de “Recurso Humano” de la Política de Jornada Única podría considerar los perfiles académicos y de carrera docente de la planta de profesores que deberían atender las horas extendidas en el sector educativo público.

El presente estudio se enfoca en el efecto de la jornada escolar e integra en el análisis otras variables institucionales que se asocian con los resultados en las pruebas SABER11 en Razonamiento Cuantitativo, Lectura Crítica y Ciencias, como son el tipo de educación del docente, las vacantes que ocupan los docentes y la calidad de la institución medida con el nuevo índice de la calidad escolar Isce (Ministerio de Educación Nacional, 2015c).

El enfoque del análisis fue el desempeño promedio del colegio y no el desempeño promedio de los estudiantes siguiendo la metodología empleada por Cerdan-Infantes & Vermeersch (2007) quienes usaron esta estrategia para la evaluación del impacto de las Escuelas de Tiempo Completo (ETC) en Uruguay. Estos autores tomaron una muestra que incluyó sólo 218 escuelas públicas, de las cuales 187 no pertenecían al programa de tiempo completo y las cuales fueron evaluadas entre 1996 y 2002. Debido a que las escuelas ETC son las escuelas más pobres, que han sido específicamente seleccionadas para el programa por esta condición, había diferencias entre las escuelas de la muestra en la línea de base de la evaluación. Así las escuelas de tiempo completo tenían peor infraestructura, mejor equipamiento y un número de estudiantes por aula más pequeño al inicio. Por medio del PSM (Emparejamiento de Casos por Puntajes de Propensión) se

construyeron de entre las 187 escuelas –que no pertenecían al programa de escuelas de tiempo completo- un grupo control de escuelas con características similares a las de tiempo completo. Esto se hizo a partir de variables como la experiencia docente, características de la escuela, índice de infraestructura y de equipamiento escolar.

En el presente estudio el contra-factual (o grupo control) se construyó a partir de un pool de colegios públicos de Colombia para los cuales se encontró información completa en las bases de datos públicas del Ministerio de Educación Nacional (MEN) y del Departamento Nacional de Estadística de Colombia (DANE) por medio de un ejercicio de fusión de estas bases de datos.

## Método

### Participantes del Estudio

Debido a las dificultades para asignar aleatoriamente estudiantes al tratamiento (doble jornada) se obtuvo una muestra emparejada de colegios del sector público (de estrato socio-económico bajo) pertenecientes a una jornada (se esta completa, mañana o tarde) y a la doble jornada con PSM o Emparejamiento por Puntajes de Propensión (Holmes, 2013).

Este emparejamiento garantiza que se escoja una muestra de unidades (escuelas) parecidas en sus características observables pero que difieren en las variables de respuesta, de modo que se pueda observar el resultado esperado bajo la condición control y a la vez en la condición de tratamiento por medio de la construcción de un contra factual (Ovalle-Ramírez, 2015). Esto es, las muestras se obtienen buscando por medios estadísticos un grupo parecido al grupo tratamiento (Doble jornada), que sean “clones” (parecidos en todas las características) pero pertenecientes a una sola jornada (los grupos control fueron: jornada Completa, jornada Mañana, jornada Tarde).

En Colombia existen varias jornadas escolares. La jornada escolar está definida por la Ley 1850 de 2002 (Ministerio de Educación Nacional, 2002): la jornada Completa (tiempo completo de siete horas), Mañana (medio tiempo o seis horas entre las 6:30 am y las 12:30 pm), y Tarde (medio tiempo o seis horas entre las 12:30 pm y las 5:30 pm). Así mismo, se consideran como instituciones escolares de Doble jornada a aquellos colegios que imparten clases en el mismo edificio en dos turnos (uno en la mañana y uno en la tarde) que sirven grupos diferentes de estudiantes.

En el presente estudio se asume la Doble jornada como grupo de tratamiento y los colegios de una sola jornada como grupos de control. Por tanto, el emparejamiento por PSM se hizo para obtener 3 muestras: 1) Completa vs. Doble jornada ( $n=603$  colegios públicos), 2) Mañana vs. Doble jornada ( $n=1757$  colegios públicos) y 3) Tarde vs. Doble jornada ( $n=521$  colegios públicos).

### VARIABLES DEL ESTUDIO

Jornada de la institución. Esta variable está codificada como C (Completa), M (Mañana), T (Tarde) en la bases de datos de las pruebas SABER11 del ICFES –Instituto Colombiano de Evaluación de la Educación-. Por medio del software Access se halló cuales instituciones (por código DANE o identificador de 12 dígitos de la institución) tenían Doble jornada. Estas instituciones se codificaron como CyM (Completa y Mañana) a partir de los registros del Ministerio de Educación Nacional.

Estrato. Es la clasificación socioeconómica de la población atendida en la escuela en una escala numerada de uno a seis, siendo 1 y 2 para recursos económicos bajos, 3 y 4 para clase media, y 5 y 6 para familias en condiciones económicas altas. En el presente estudio solo se incluye estudiantes del sector público de los estratos 1 y 2, a quienes está dirigida la política de Jornada Única.

Tamaño de la institución. Variable proxy que incluye el número de estudiantes matriculados en la institución.

Índice Sintético de Calidad Educativa Isce. El Isce es una medida de la calidad de las instituciones en una escala del 1 al 10. Esta escala refleja 4 aspectos: el ambiente de la institución educativa (evaluado con la encuesta de factores asociados a la educación CESAC del ICFES - Instituto Colombiano de Evaluación de la Educación-), el progreso (disminución del porcentaje de estudiantes en el quintil uno de desempeño en las pruebas de final del bachillerato SABER 11), el desempeño (puntaje promedio de las pruebas SABER 11 en matemáticas y lenguaje), y la eficiencia (proporción de estudiantes que aprueban y pasan al año siguiente). En el presente estudio se emplea el Isce de los grados 3°, 5°, 9° y 11° porque estas son medidas de una misma institución que pueden indicar la calidad de la misma en los diferentes niveles educativos que comprende.

Docentes con pregrado en Licenciatura. Número de docentes cuyo nivel educativo es universitario (Licenciatura o Pregrado en una Facultad de Educación).

Docentes con postgrado en Educación. Número de docentes cuyo nivel educativo es postgrado (cursado en una Facultad de Educación).

Docentes con cargo en propiedad. Es el número de docentes quienes superaron el período de prueba y se inscribieron en el escalafón de la carrera docente. Se diferencian de los docentes provisionales o de planta temporal, porque estos últimos no tienen un proceso selectivo de acceso y de evaluación del desempeño durante la carrera docente en el sector público.

Puntuación SABER 11 en Razonamiento Cuantitativo, Lectura Crítica y Ciencias. Para determinar el desempeño académico de los estudiantes de grado 11°, se utilizaron las pruebas Saber 11. La sub prueba de Lectura Crítica (codificada en la base como PunLect) valora la comprensión, interpretación y evaluación de textos. La de matemáticas (PuntMate) valora la interpretación y representación matemática, la formulación y ejecución de problemas, y la argumentación de soluciones matemáticas. La prueba de Ciencias Naturales (PuntCiencias) evalúa el uso comprensivo del conocimiento científico, la explicación de fenómenos y la indagación. Los resultados de cada sub prueba se miden en una escala de 0 a 100 (media de 50 y desviación de 10 puntos), los cuales fueron obtenidos de las bases de datos del ICFES que contienen los resultados de la prueba SABER 11 de 2016 para los períodos 1 (estudiantes calendario B que toman la prueba en el primer semestre del año) y 2 (estudiantes calendario A que toman la prueba en el segundo semestre del año).

## **Procedimiento**

Según Gertler et al. (2011, p. 110) el PSM (Emparejamiento de Casos por Puntajes de Propensión) se lleva a cabo siguiendo estos pasos:

1. Obtener datos de las unidades que están o no enroladas en el tratamiento (grupos tratamiento y control).

Por medios estadísticos (cálculo de una probabilidad entre 0 y 1 con base a las características observables) estimar la posibilidad de que cada individuo se incluya en el grupo tratamiento. Este paso arroja los puntajes de propensión (probabilidad de 0 a 1) para cada una de las unidades (colegios). Las variables observables para el cálculo de los puntajes de propensión del presente estudio incluyen: tamaño, nivel educativo docente (Docentes con Licenciatura y Docentes con Postgrado en Educación), número de docentes con nombramiento en propiedad, ISCE 3y5, ISCE11.

El modelo de probabilidad binomial (Pr) de asistir a un colegio de doble jornada dadas las covariables (variables observables) X es:

$$\Pr(D | X_i) = f(\beta X_i)$$

2. Esta es una función f de los predictores lineales  $X_i$  (variables de la institución i), donde D es la probabilidad esperada del colegio i de pertenecer a la Doble jornada. Los coeficientes  $\beta$ , estimados mediante máxima verosimilitud, capturan el efecto de las variables X sobre la probabilidad que el colegio pertenezca a la Doble jornada.
3. Restringir la muestra a las unidades del grupo tratamiento (Doble jornada) y del grupo control (p.ej., jornada Mañana) para las que hay puntajes de propensión parecidos. Es decir, con esta probabilidad se obtiene un “pool” con pares que tienen similar valor en la probabilidad pero que pertenecen a grupos distintos (uno del tratamiento y otro del control). Para establecer las unidades a comparar se empleó el método vecino más cercano “nearest-neighbor” que empareja una unidad control con una del tratamiento que se le aproxima en términos de una medida de distancia como el logit.
4. Comprobar que no haya sesgo en el emparejamiento en los puntajes de propensión y demás variables (comparación post-emparejamiento) entre los grupos tratamiento y control seleccionados por medio del PSM.
5. Establecer la diferencia en las variables de respuesta entre los las unidades del grupo tratamiento y las del grupo control para así obtener el efecto promedio sobre los tratados o ATT. Este resultado se obtiene en términos de desviaciones estándar de la variable resultado y equivale a la medida del impacto de la jornada.

## Resultados

Para obtener las muestras del presente estudio se hace un emparejamiento de 1 a 1 (un caso de la Doble jornada emparejado por su similitud en el vector de características con un caso del control o colegios de una sola jornada). Estos emparejamientos se hicieron con las variables institucionales del nivel educativo docente (número de docentes con Licenciatura, Número de Docentes con Postgrado en Educación), Isce (Índice Sintético de Calidad de la Educación grados 3° y 5° y 11°) y número docentes con nombramiento en propiedad.

El emparejamiento no incluye variables del nivel del estudiante como estrato o nivel educativo materno, ya que el foco del análisis son las variables de la institución siguiendo la metodología de Cerdan-Infantes & Vermeersch (2007). Las muestras emparejadas obtenidas solo tienen estudiantes de los estratos bajos (1,2) y el nivel educativo materno en esta población de estudiantes del sector público se encuentra alrededor del 85% en los niveles de Bachillerato o Bachillerato incompleto. En este sentido, las unidades del análisis (instituciones educativas) son homogéneas en cuanto a las características socio-demográficas y culturales de los estudiantes. Para propósitos del emparejamiento la unidad de análisis es la institución escolar razón por la cual los resultados en las pruebas SABER11 se agruparon por colegio.

La Tabla 1 presenta los estadísticos descriptivos para las tres muestras de colegios obtenidas por emparejamiento con PSM. Los colegios seleccionados para las tres muestras tienen un promedio alto de docentes con grado de licenciatura (entre 54 a 60), y un menor número de docentes con postgrado en Educación (alrededor de 15 docentes por colegio). Estas

escuelas cuentan con un número promedio de docentes con nombramiento en propiedad alto (entre 73 a 81 profesores). En las tres muestras se observa que la calidad (medida con el Índice Isce) aumenta cuanto mayor sea el grado escolar (mayor en grado 11° que en grado 3° y 5°). Así mismo, las muestras presentan resultados promedio en las pruebas SABER (la media nacional es de 50 puntos y desviación de 10 puntos) pero más altos en Lectura Crítica y Ciencias que en Razonamiento Cuantitativo.

Tabla 1

*Descriptivos muestras obtenidas por emparejamiento por vecino más cercano 1 a 1*

	Doble Jornada Vs. Jornada Completa <sup>a</sup>		Doble Jornada Vs. Jornada Mañana <sup>b</sup>		Doble Jornada Vs. Jornada Tarde <sup>c</sup>	
	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>
Docentes Licenciados	54.619	3.808	56.100	17.451	60.083	17.768
Docentes con Postgrado Educación	18.066	15.756	15.159	15.522	18.049	14.926
Docentes en propiedad	73.730	19.855	73.813	19.700	81.537	12.120
Índice ISCE 3 y 5	4.697	1.056	4.478	1.173	4.495	1.065
Índice ISCE 11	5.109	1.498	4.797	1.470	5.036	1.473
Razón. Cuant. SABER11	49.202	3.750	47.671	5.531	49.476	4.711
Lectura Crítica SABER11	50.944	3.750	50.003	4.332	51.628	3.560
Ciencias SABER11	51.619	3.808	50.426	4.438	51.598	3.970

<sup>a</sup>  $n=603$ , <sup>b</sup>  $n=1757$ , <sup>c</sup>  $n=521$ .

En la tabla 2 se presentan los coeficientes de predicción de la regresión Probit que estima la participación de una institución en la jornada Doble. Se incluye un coeficiente por cada una de las variables usadas en el emparejamiento por PSM en la columna “df/dx” (o valor del coeficiente cuando se da el cambio discreto de 0 a 1 de la variable dummy “jornada”) que indican el valor del coeficiente cuando la jornada es doble jornada (“jornada” vale 1 para la Doble jornada y 0 para la jornada completa, mañana o tarde). También se incluye en la tabla 2 un coeficiente para el puntaje de propensión obtenido por las escuelas.

Según Bernal & Peña (2012) después del emparejamiento de los grupos tratamiento y control los coeficientes (columna df/dx) no deben ser significativos ( $p$  debe ser  $> 0.05$ ). La significancia de cada coeficiente (señalada como “ $p$ ” en la tabla 2) sirve para establecer si el emparejamiento logró la reducción de las diferencias entre las variables en los grupos tratado (perteneciente a la jornada Doble) y control (perteneciente a una sola jornada). Es decir, el valor de  $p$  es la significancia estadística de la diferencia entre los grupos. Para el emparejamiento exitoso se busca que las características de los grupos no sean diferentes (se quiere aceptar la hipótesis nula de que no hay diferencias entre los grupos control y tratamiento, o que  $p > 0.05$ ). Al igual que en la aleatorización de los casos en los experimentos, la reducción de la diferencias entre grupos es importante, ya que hace las veces del balanceo de las características entre los grupos (siendo la única diferencia persistente la de las variables de respuesta o puntaje SABER11). En el presente estudio la mayoría de las diferencias se redujo tras el emparejamiento, como puede observarse en los valores  $p$  de significación de la tabla 2. Sin embargo, la significancia de los puntajes de propensión para la segunda y tercera muestra son significativos, lo cual indica la presencia de diferencias entre estas muestras. Para evitar cualquier sesgo, se permite que en el cálculo del efecto promedio de la jornada para los tratados (ATT) se haga una acotación (recorte) de los puntajes de propensión que ingresan en el soporte

común (área de superposición entre las distribuciones de puntajes entre las dos jornadas para cada muestra), y se procede al cálculo del ATT (Gertler et al., 2011).

Tabla 2

*Pruebas de balance de las tres muestras obtenidas por emparejamiento con PSM*

	Doble Jornada vs. Jornada Completa <sup>a</sup>			Doble Jornada vs. Jornada Mañana <sup>b</sup>			Doble Jornada vs. Jornada Tarde <sup>c</sup>		
	df/dx	e.s.	p.	df/dx	e.s.	p.	df/dx	e.s.	p.
Puntaje de Propensión	.769	.418	.064	.568	.162	.000	.317	.879	.000
Docentes Licenciados	.010	.007	.165	.002	.001	.068	-.024	.010	.025
Docentes con Postgrado	.007	.005	.165	.002	.001	.038	-.024	.011	.025
Docentes en Propiedad	.005	.003	.175	.000	.000	.038	.003	.002	.158
Índice ISCE 3 y 5	-.042	.041	.307	-.002	.007	.731	.013	.025	.593
Índice ISCE 11	.018	.020	.357	.006	.009	.506	-.120	.055	.030

*Nota:* df/dx representa el valor del coeficiente de regresión cuando la variable jornada toma el valor de 1 (doble jornada), es decir df/dx es el cambio discreto en la variable jornada de 0 a 1. La sigla e.s. corresponde al error estándar

<sup>a</sup> n=603, <sup>b</sup> n=1757, <sup>c</sup> n=521.

En la tabla 3 se reportan los efectos de las jornadas escolares para cada muestra del estudio (el efecto promedio en los tratados o ATT). En la primera muestra, que compara instituciones escolares de Doble jornada con las instituciones de jornada Completa, se observa que el efecto de la Doble jornada es mayor y positivo comparado con la jornada Completa. Estos impactos son iguales a 0.066 de una desviación (equivalente a 0.240 puntos de la prueba) en Razonamiento Cuantitativo; 0.052 de una desviación (0.189 puntos) para Ciencias, y 0.061 de una desviación (0.228 puntos) para Lectura Crítica. Aunque estas diferencias son significativas al 5% de confianza (en Razonamiento Cuantitativo y Lectura Crítica, pero no en Ciencias), dichas diferencias son pequeñas (menos de un punto), pero son indicativas de un mejor desempeño de la Doble jornada comparado con la jornada Completa.

En la segunda muestra, que empareja colegios de la Doble jornada con colegios de la jornada Mañana, los impactos de estas jornadas son significativos para todas las áreas con un nivel de confianza del 5%. Los resultados de la muestra evidencian un efecto positivo de la Doble jornada y un efecto negativo de la jornada de la Mañana, para todas las áreas. Aunque estos efectos son pequeños, sugieren un mayor impacto de la Doble jornada comparado con la jornada de la Mañana. El efecto de la Doble jornada en esta muestra es equivalente a 0.034 de una desviación (0.188 puntos) en Razonamiento Cuantitativo, igual a 0.027 de una desviación (0.119 puntos) en Ciencias y 0.030 de una desviación (0.129 puntos) en Lectura Crítica.

Finalmente, los resultados del impacto de la jornada en la última muestra no son significativos, pero son positivos y mejores para la Doble jornada comparada con la jornada de la Tarde, ya que esta última obtuvo impactos negativos en todas las áreas. La Doble jornada tiene un impacto de 0.017 de una desviación (equivalente a 0.080 puntos) en Razonamiento cuantitativo; 0.014 (0.050 puntos) en Ciencias y 0.010 (0.003 puntos) en Lectura.

Tabla 3

*Efecto ATT (en desviaciones estándar) de la Jornada Escolar en las tres muestras.*

	Doble Jornada Vs.		Doble Jornada Vs.		Doble Jornada Vs.	
	Jornada Completa <sup>a</sup>		Jornada Mañana <sup>b</sup>		Jornada Tarde <sup>c</sup>	
	ATT Doble	ATT Completa	ATT Doble	ATT Mañana	ATT Doble	ATT Tarde
Raz. Cuantitativo	.066* (.022)	-.054* (.022)	.034* (.012)	-.055* (.010)	.017 (.013)	-.024 (.013)
Ciencias	.052 (.027)	-.0274 (.0197)	.027* (.009)	-.029* (.009)	.014 (.010)	-.019 (.011)
Lectura crítica	.061* (.033)	-.047* (.016)	.030* (.009)	-.043* (.007)	.010 (.009)	-.009 (.010)

Nota: \*  $p < 0.05$ . En paréntesis se presenta el error estándar.

<sup>a</sup>  $n=603$ , <sup>b</sup>  $n=1757$ , <sup>c</sup>  $n=521$ .

## Discusión

Los resultados presentados pueden resumirse indicando que la Doble jornada aumenta entre 2% al 6% de una desviación estándar los resultados de Razonamiento Cuantitativo, entre 1% a 5% en Ciencias y entre 1% a 6% en Lectura Crítica. Por el contrario, las instituciones que tienen una sola jornada, sea esta Completa, Mañana o Tarde, presentaron una disminución de los resultados en las pruebas. Esto significa que una sola jornada escolar puede tener un efecto negativo, como el reportado por Xerxenesky (2013, citado en Holland et al., 2015) en Brasil en el área de Matemáticas.

Los resultados presentados en este estudio son contrarios a los que se han obtenido en estudios colombianos. Bonilla (2011) calculó el impacto de la jornada escolar completa sobre los resultados de las pruebas Saber11 (del año 2009) de colegios públicos y privados en 10 ciudades. La jornada completa presentó un impacto de 2,5% puntos adicionales en pruebas estandarizadas con respecto a la jornada de la mañana y 4,6% puntos con respecto a la tarde. Para determinar este efecto el autor controló estadísticamente una serie de variables (observables) para tener una medida más precisa del efecto: el salario de los padres, el costo de la matrícula, la naturaleza de la institución (oficial, no oficial), el sexo, la edad, el género y el trabajo del estudiante, la educación de la madre y las características del municipio.

En su estudio Bonilla (2011) usa la estrategia de variables instrumentales empleando como instrumento la oferta de jornada completa en el municipio. Esta estrategia le permitió detectar el efecto local del tratamiento (un efecto heterogéneo) representativo solo de algunas ciudades, mientras el presente estudio buscó el efecto sobre los tratados (Doble jornada) para el sector educativo público con unidades (colegios) del nivel nacional.

Los resultados del presente estudio apuntan a que el desmonte de la doble jornada a una sola jornada escolar no necesariamente implica un mejoramiento sustancial en los resultados de las pruebas como lo presenta Bonilla (2011) cuyo estudio afirma un desempeño mejor debido a una jornada (la Completa). La explicación se encuentra en que las instituciones seleccionadas para las muestras del presente estudio fueron emparejadas teniendo en consideración aspectos institucionales como la calidad de la escuela (índice Isce) que no se pudieron controlar en el estudio de Bonilla (2011), debido a la reciente aparición del índice Isce en Colombia. Otra explicación radica en que este autor solo contaba con resultados de las pruebas ICFES (actualmente conocidas como SABER11) previas a la modificación de la prueba (en 2014), por lo que el presente estudio muestra efectos de la jornada sobre las competencias del estudiante (según la nueva estructura del examen de

estado SABER11), mientras que el estudio de Bonilla se refiere a la antigua prueba basada en contenidos más que en competencias.

Sin embargo, se debe considerar que ni la estimación de Bonilla (2011), ni la estimación del presente estudio consideran variables de la gestión escolar o la efectividad del uso del tiempo de clase para determinar el impacto de la jornada escolar, debido a que no se cuenta con este tipo de datos en bases de datos censales y habría que hacer recolección de esta información directamente en las instituciones escolares. Teniendo en cuenta esta salvedad, los resultados del presente estudio permiten conjeturar que la extensión del tiempo en la Jornada Única puede rendir efectos pequeños en la puntuación de los estudiantes en pruebas SABER y que se requiere establecer qué factores adicionales pueden modificarse además del desmonte de la Doble jornada y la extensión del tiempo de clases (a ocho horas diarias) como lo propone la nueva política de Jornada Única en Colombia.

Los efectos pequeños (por debajo de 0.06 o 6% de una desviación) debidos a la Doble jornada escolar hallados en el presente estudio se han encontrado en otros países latinoamericanos que midieron el impacto de la jornada más extensa. En Uruguay, (Cerdan-Infantes & Vermeersch, 2007) encontraron efectos de las Escuelas de Tiempo Completo de 0.04 y 0.07 de una desviación en lenguaje y matemáticas respectivamente. En Chile, Valenzuela (2005) halló un efecto de la JEC (Jornada Escolar Completa) de 0.2 y 0 de una desviación en las mismas áreas. En Colombia, Hincapié (2014) estimó un efecto de la Jornada Escolar Completa de 0.04 y 0.08 en grado 5° y de 0.11 y 0.13 en grado 9°, en lenguaje y matemáticas respectivamente. Esto puede significar que la jornada escolar es una variable que no impacta los resultados en las pruebas estandarizadas por lo que se debe revisar los aspectos de la política que pueden ser más efectivos en la implementación de la Jornada Única.

Además de comparar los colegios de una jornada versus los colegios de Doble jornada es importante examinar las diferencias entre los tipos de jornadas en términos de los soportes y los recursos que estas tienen. En la literatura varios estudios con muestras colombianas han establecido que existe un efecto significativo de las características de la escuela sobre las pruebas Saber11. Por ejemplo, López (2010) hizo una revisión de la literatura sobre análisis de multinivel de los efectos del colegio sobre el total de la prueba Saber 11 y encontró estudios donde este efecto equivale al 35% (Correa, 2004, citado por López, 2010) hasta un 39,9 % (Gaviria & Barrientos, 2004, citados por López, 2010). Esto significa que en la explicación de la variabilidad de los resultados de los estudiantes hay una influencia importante de las características de las escuelas, además de las jornadas a las que acuden.

En relación con estas variables de la institución educativa, en el presente estudio se encontró que las instituciones que tienen Doble jornada (mañana y tarde en la misma institución, pero sirviendo grupos diferentes de estudiantes) presentan en promedio un mayor número de profesores con educación de postgrado y que ocupan una vacante en propiedad.

La evidencia sobre el nivel educativo del docente en el presente estudio apunta a la necesidad de identificar la forma en que las competencias de los docentes dentro de las jornadas tienen impacto en los resultados de los estudiantes en pruebas Saber 11°. En los cuestionarios adicionales a las pruebas internacionales como PISA se ha encontrado que las instituciones educativas colombianas se diferencian en sus recursos educativos (ej. Docentes con mayor educación se ubican en el sector privado) siendo las diferencias entre instituciones de estratos desventajados y aventajados una de las más amplias entre los países que participan en las pruebas PISA de la OECD (con relación a esta diferencia o brecha Colombia ocupa el lugar 7 entre 62 países según (OECD, 2013).

Por otra parte, el presente estudio identifica que las instituciones de Doble jornada tienen más docentes que ocupan su cargo en propiedad. La diferencia entre los docentes que ocupan su

cargo en propiedad y los demás docentes (temporales, provisional en vacante definitiva o temporal, en período de prueba) es que estos tienen derechos de carrera y ha pasado por un proceso meritocrático de evaluación para la selección y ascenso, de modo que estos docentes deberían promover mayores aprendizajes al contar con mayor educación y experiencia. Los docentes en los demás tipos de vacantes no pasan por este proceso meritocrático. La OECD en sus recomendaciones para el sistema educativo colombiano afirma que la cantidad de profesores que ocupan puestos temporales debe mantenerse al mínimo, con el fin de garantizar que los puestos temporales no se vuelvan una forma de entrar indirectamente a la carrera docente (OECD, IBRD, The World Bank, 2013).

En la revisión de los estudios colombianos sobre factores asociados al desempeño hay un estudio sobre la relación entre el desempeño en la prueba de Estado Saber 11° (prueba del final del bachillerato) y la probabilidad de que el estudiante ingrese o se gradúe en un programa en el área de educación (es decir, que ingrese en un programa profesional de licenciatura). Barón et al. (2014) estiman que la probabilidad es cinco veces más alta cuando el puntaje obtenido en dicha prueba del final de la secundaria se ubica entre los más bajos que cuando está entre los más altos. Sin embargo, no se encuentran estudios colombianos que relacionen la participación del maestro en el escalafón docente (para obtener derechos de carrera o vacantes específicas) sobre el desempeño de los estudiantes en pruebas SABER, como se presentó en este estudio.

A pesar de que la jornada escolar, la vacante ocupada por el docente y la educación del docente se asocian con los resultados obtenidos por los estudiantes de instituciones de Doble jornada, en el presente estudio se encontró que las instituciones de Doble jornada seleccionadas en la muestra no difieren en el nivel de calidad en los grados 3° y 5° (Isce 3 y5), ni en el grado 11° (Isce11) en comparación con aquellas instituciones que solo tienen la jornada Completa, Mañana o Tarde, como los muestran los datos en la tabla 2.

El presente estudio aporta evidencia de que el desmonte de la Doble jornada y la ampliación del tiempo escolar son políticas que deben acompañarse de otras acciones y planes para el mejoramiento de los resultados académicos de los estudiantes de menores recursos económicos. En este sentido, la implementación de la nueva Jornada Escolar Única en Colombia puede acompañarse de acciones enfocadas a aumentar la calidad escolar (medida con el índice Isce), el número de docentes con educación de postgrado y las vacantes en propiedad, o de cualquier otra intervención educativa que implique un mayor impacto que el producido por el solo desmonte de la jornada escolar (de la jornada Doble a una sola jornada única más extensa).

Como lo demostró este estudio, una sola jornada puede implicar un efecto negativo sobre los resultados en las pruebas SABER11. Igualmente, el presente estudio muestra que un mayor tiempo de formación (la jornada Completa equivalente a 7 horas) por sí sola tampoco logra un mayor efecto que la Doble jornada.

Los programas con efectos educativos que impliquen una mejora en términos de aprendizajes superan el impacto del 25% de una desviación estándar (Wolf, 1986). Futuras investigaciones pueden indicar que otros factores diferentes a la jornada escolar (que en este estudio explica un máximo de 6% de una desviación) pueden llegar a tener este impacto del 25% en el sector educativo público en Colombia. Uno de estos posibles factores puede ser el uso del tiempo de formación por hora clase (Brunns & Luque, 2014). Por ejemplo, se puede establecer la frecuencia con que el docente emplea prácticas básicas de enseñanza enfocadas en el aprendizaje activo de los estudiantes durante la hora de clase (p.ej., debatir, preguntar, argumentar), para poder tener un tiempo extendido de calidad, que potencie las competencias de los estudiantes que acuden a colegios de la nueva Jornada Única Colombiana.

## Limitaciones

Es importante considerar los resultados del presente estudio bajo las limitantes que imponen las estrategias cuasi- experimentales. La segunda y tercera muestras del presente estudio tienen diferencias entre los grupos de control y tratamiento, lo cual indica que los grupos no están completamente balanceados (no son iguales en todas sus características observables). No obstante, se procedió con el análisis siguiendo la metodología de acotación (recorte) de los puntajes de propensión que ingresan en el soporte común (área de superposición entre las distribuciones de puntajes entre los grupos de tratamiento y control para cada muestra), y se procede al cálculo del efecto del tratamiento (siguiendo la metodología de Gertler et al., 2011).

## Referencias

- Abdulkadiroglu, A., Angrist, J., Dynarski, S., Khane, T., & Phatak, P. (2011). Accountability and flexibility in public schools: Evidence from Boston's charters and pilots. *Quarterly Journal of Economics*, 126(2), 699-748.
- Angrist, J. D., Cohodes, S., Dynarski, S., Pathak, P., & Walters, C. (2013). *Stand and deliver: effects of Boston's charter high schools on college preparation* (Working Paper No. 19275) (pp. 1-49). Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research. Recuperado a partir de <http://www.nber.org/papers/w19275>
- Bachman, H., Votruba-Drzal, E., Nokali, N. E., & Castle-Heatly, M. (2015). Opportunities for learning math in elementary school: Implications for SES disparities in procedural and conceptual math skills. *American Educational Research Journal*, 20(10), 1-30. <https://doi.org/10.3102/0002831215594877>
- Borón, J., Bonilla, L., Cardona, L., & Ospina, M. (2014). Who choose the education degree in Colombia? Characterizing the education students using their performance in the Test Saber 11°. *Desarrollo y Sociedad*, 74(1), 133-179.
- Bellei, C. (2009). Does lengthening the school day increase students' academic achievement? Results from a natural experiment in Chile. *Economics of Education Review*, 28(5), 629-640. <https://doi.org/10.1016/j.econedurev.2009.01.008>
- Bernal, R., & Peña, X. (2012). *Guía práctica para la evaluación de impacto*. Bogotá D.C.: Universidad de los Andes.
- Bonilla, L. (2011). *Doble Jornada escolar y calidad de la educación en Colombia* (Documentos de Trabajo sobre Economía Regional No. 143) (pp. 1-53). Cartagena: Centro de estudios regionales en Economía Banco de la República. Recuperado a partir de [http://www.banrep.gov.co/docum/Lectura\\_finanzas/pdf/DTSER-143.pdf](http://www.banrep.gov.co/docum/Lectura_finanzas/pdf/DTSER-143.pdf)
- Bruns, B., & Luque, J. (2014). *Profesores Excelentes: Como mejorar el aprendizaje en América Latina y El Caribe*. Banco Internacional de Reconstrucción y Fomento/Banco Mundial. Washington D.C.: Banco Internacional de Reconstrucción y Fomento/Banco Mundial.
- Cerdan-Infantes, P., & Vermeersch, C. (2007). *More time is better: An evaluation of the full-time school program in Uruguay* (World Bank Policy Research Working Papers No. 4167) (pp. 1-25). Washington, D.C.: World Bank Group. Recuperado a partir de <https://doi.org/10.1596/1813-9450-4167>
- Cooper, H., Valentine, J. C., Charlton, K., & Melson, A. (2003). The effects of modified school calendars on student achievement and on school and community attitudes. *Review of Educational Research*, 73(1), 1-52. <https://doi.org/10.3102/00346543073001001>

- Departamento Nacional de Planeación. (2014). *Bases del Plan Nacional de Desarrollo 2014-2018*. Bogotá D.C.: DNP. Recuperado a partir de <https://colaboracion.dnp.gov.co/CDT/Prensa/Bases%20Plan%20Nacional%20de%20Desarrollo%202014-2018.pdf>
- García, S., Fernández, C., & Weiss, C. (2013). *Does lengthening the school day reduce the likelihood of early school drop out and grade repetition: Evidence from Colombia* (Documentos de trabajo EGOB No. 7). Escuela de Gobierno Alberto Lleras Camargo. Universidad de los Andes. Recuperado a partir de <https://doi.org/10.2139/ssrn.2356438>
- Gertler, P. J., Martínez, S., Premand, P., Rawlings, L. B., & Vermeersch, C. M. (2011). *Impact Evaluation in Practice*. Washington D.C.: The World Bank Group.
- Hincapié, D. (2014). Do longer school days improve student achievement? Evidence from Colombia. Paper presented at the Association for Education Finance and Policy Annual Conference, San Antonio, TX March 13-15.
- Holland, P., Alfaro, P., & Evans, D. (2015). *Extending the school day in Latin America and the Caribbean* (pp. 1-32). Washington D.C.: World Bank Education Global Practice Group. Recuperado a partir de <https://www.google.com/search?q=Extending+the+School+Day+in+Latin+America+and+the+Caribbean&ie=utf-8&oe=utf-8>
- Holmes, W. M. (2013). *Using Propensity Scores in Quasi-Experimental Designs*. Boston, MA.: Sage Publishing.
- ICFES. (2016). Entendiendo las diferencias en los resultados educativos. *Boletín Saber en Breve*, 12. Recuperado a partir de <http://www.icfes.gov.co/divulgaciones-establecimientos/boletin-saber-en-breve/publication/edicion-12-boletin-saber-en-breve/12/direct>
- Khandker, S. R., Koolwal, G. B., & Samad, H. A. (2010). *Handbook on impact evaluation: quantitative methods and practices*. Washington, D.C: World Bank Group.
- LLaci, J., Adrogué, C., & Gigaglia, M. (2009). Do longer school days have enduring educational, occupational, or income effects? A natural experiment in Buenos Aires, Argentina. *Economía*, 10(1), 1-43. <https://doi.org/10.1353/econo.0.0037>
- López, S. (2010). El efecto colegio en Colombia: tres décadas de estudio. *Equidad y Desarrollo*, 14, 85-104.
- Marcotte, D. (2007). Schooling and test scores: A natural experiment. *Economics of Education Review*, 26(5), 629-640. <https://doi.org/10.1016/j.econedurev.2006.08.001>
- Ministerio de Educación Nacional. (2002). Decreto 1850 de 2002, por el cual se reglamenta la organización de la jornada escolar y la jornada laboral de directivos docentes y docentes. Recuperado a partir de [http://www.mineduacion.gov.co/1621/articles-103274\\_archivo\\_pdf.pdf](http://www.mineduacion.gov.co/1621/articles-103274_archivo_pdf.pdf)
- Ministerio de Educación Nacional. (2015a). Decreto 1075 «Por medio del cual se expide el Decreto Único Reglamentario del Sector Educación». Recuperado a partir de <https://www.mineduacion.gov.co/1759/w3-article-351080.html>
- Ministerio de Educación Nacional. (2015b). *Primera Convocatoria Jornada Única*.
- Ministerio de Educación Nacional. (2015c). Qué es el Índice Sintético de la Calidad Educativa? Recuperado a partir de [http://www.colombiaaprende.edu.co/html/micrositios/1752/articles-349835\\_quees.pdf](http://www.colombiaaprende.edu.co/html/micrositios/1752/articles-349835_quees.pdf)
- Ministerio de Educación Nacional. (2015d). *Tercera Convocatoria Jornada Única*.
- OECD. (2013). PISA 2012 Assessment and analytical framework: Math, reading, science, problem solving and financial literacy. Recuperado a partir de

- [http://www.oecd.org/pisa/pisaproducts/PISA%202012%20framework%20e-book\\_final.pdf](http://www.oecd.org/pisa/pisaproducts/PISA%202012%20framework%20e-book_final.pdf)
- OECD, IBRD, The World Bank. (2013). *Reviews of National Policies for Education: Tertiary Education in Colombia* (p. 390). Recuperado a partir de [http://www.oecd-ilibrary.org/education/reviews-of-national-policies-for-education-tertiary-education-in-colombia-2012\\_9789264180697-en](http://www.oecd-ilibrary.org/education/reviews-of-national-policies-for-education-tertiary-education-in-colombia-2012_9789264180697-en)
- Ovalle-Ramirez, C. P. (2015). Sobre la Técnica de Puntajes de Propensión (Propensity Score Matching) y sus usos en la investigación en educación. *Revista Educación y Ciencia*, 4(43), 1-11.
- Patall, E. A., Cooper, H., & Allen, A. B. (2010). Extending the School Day or School Year A Systematic Review of Research (1985–2009). *Review of Educational Research*, 80(3), 401-436. <https://doi.org/10.3102/0034654310377086>
- Piñeros, L. J., & Rodríguez, A. (1998). *Los insumos escolares en la educación secundaria y su efecto sobre el rendimiento académico de los estudiantes: un estudio en Colombia*. The World Bank Latin America and the Caribbean Regional Office. Recuperado a partir de <http://documentos.bancomundial.org/curated/es/1998/12/693075/los-insumos-escolares-en-la-educacion-secundaria-y-su-efecto-sobre-el-rendimiento-academico-de-los-estudiantes-un-estudio-en-colombia>
- Valenzuela, J. P. (2005). *Partial evaluation of a big reform in the Chilean education system: From a half day to a full day schooling*. University of Maryland. Recuperado a partir de [http://www.hernando.cl/educacion/Bibliografia/Insumos/valenzuela\\_jbar.pdf](http://www.hernando.cl/educacion/Bibliografia/Insumos/valenzuela_jbar.pdf)
- Villanueva-Acuña, D. (2015). *El efecto de la jornada única en el rendimiento académico de los estudiantes de secundaria en Bogotá y su relación con la política de colegios en concesión*. Working Paper. Recuperado a partir de <https://goo.gl/0e5E1X>
- Wolf, F. M. (1986). *Meta-analysis: Quantitative methods for research synthesis*. Newbury Park, CA.: Sage University Papers.

## ANEXO 1

Extracto del syntax del emparejamiento con método nearest neighbor 1-1 para la muestra Jornada Mañana vs. Doble Jornada (Software STATA)

# convertir las variable de respuesta (SABER11 PuntMate, PuntCiencias, PuntLectura) con una transformación logarítmica (ya que la Variable respuesta no tiene distribución normal)

```
gen v1_log = log(PuntMate)
gen v2_log = log(PuntCiencias)
gen v3_log = log(PuntLect)
```

# Determinar el vector de variables observables para el emparejamiento entre grupo tratamiento (Doble Jornada codificada como CyM) y control (jornada Manana)

```
global X " ISCE35 ISCE_11 ProfesionalLicenciadoEduc PostgradoenEducacin
Propiedad"
```

# Hacer una regresión Probit para establecer la probabilidad de participación de cada colegios en el grupo tratamiento (Doble Jornada o CyM) y desarrollar un emparejamiento de casos del grupo tratamiento y control por medio de vecino más cercano (n(1)) por cada una de las variables de resultado

```
psmatch2 CyM $X, outcome(v1_log) n(1) (Para Puntuación en Razonamiento
Cuantitativo)
psmatch2 CyM $X, outcome(v2_log) n(1) (Para Puntuación en Ciencias)
psmatch2 CyM $X, outcome(v2_log) n(1) (Para Puntuación en Lectura Critica)
```

# Establecer si el emparejamiento es balanceado (que no haya diferencias significativas entre los grupos de tratamiento y control en las variables observables y en los puntajes de propensión “pscore” para cada uno de los emparejamientos)

```
dprobit CyM _apscore $X (Para Puntuación en Razonamiento Cuantitativo)
dprobit CyM _bpscore $X (Para Puntuación en Ciencias)
dprobit CyM _cpscore $X (Para Puntuación en Lectura Critica)
```

# Desarrollar de nuevo el emparejamiento tomando como grupo de referencia el grupo control (M o jornada de la mañana ) para cada una de las variables de respuesta

```
psmatch2 M $X, outcome(v1_log) n(1) (Para Puntuación en Razonamiento Cuantitativo)
psmatch2 M $X, outcome(v2_log) n(1) (Para Puntuación en Ciencias)
psmatch2 M $X, outcome(v2_log) n(1) (Para Puntuación en Lectura Critica)
```

# Establecer que el emparejamiento es balanceado

```
dprobit M _apscore $X (Para Puntuación en Razonamiento Cuantitativo)
dprobit M _bpscore $X (Para Puntuación en Ciencias)
```

dprobit M\_cpsscore \$X (Para Puntuación en Lectura Crítica)

# Hacer el histograma de la distribución de los puntajes de propensión

histogram \_pscore by (jornada)

Este procedimiento se repite para todas y cada una de las muestras (CyM vs.M, CyM vs. T, CyM vs. C). Para cada una de estas muestras CyM es la doble jornada o grupo tratamiento

## Sobre la Autora

**Claudia Patricia Ovalle-Ramirez**

Universidad de Antioquia

[cpovaller@unal.edu.co](mailto:cpovaller@unal.edu.co)

<http://orcid.org/0000-0002-3664-7290>

Candidata a Doctor en Educación, Universidad de Antioquia, Colombia.

# archivos analíticos de políticas educativas



Volumen 26 Número 81      16 de julio 2018

ISSN 1068-2341



Los/as lectores/as pueden copiar, mostrar, y distribuir este artículo, siempre y cuando se de crédito y atribución al autor/es y a Archivos Analíticos de Políticas Educativas, se distribuya con propósitos no-comerciales, no se altere o transforme el trabajo original. Más detalles de la licencia de Creative Commons se encuentran en <http://creativecommons.org/licenses/by-nc-sa/3.0> Cualquier otro uso debe ser aprobado en conjunto por el autor/es, o AAPE/EPAA. La sección en español para Sud América de AAPE/EPAA es publicada por el *Mary Lou Fulton Teachers College, Arizona State University* y la *Universidad de San Andrés* de Argentina. Los artículos que aparecen en AAPE son indexados en CIRC (Clasificación Integrada de Revistas Científicas, España) DIALNET (España), [Directory of Open Access Journals](#), EBSCO Education Research Complete, , ERIC, Education Full Text (H.W. Wilson), QUALIS A1 (Brasil), SCImago Journal Rank; SCOPUS, SOCOLAR (China)

Por errores y sugerencias contacte a [Fischman@asu.edu](mailto:Fischman@asu.edu)

**Síguenos en EPAA's Facebook comunidad** at <https://www.facebook.com/EPAAAPE> y en **Twitter feed** @epaa\_aape.

## archivos analíticos de políticas educativas consejo editorial

Editor Consultor: **Gustavo E. Fischman** (Arizona State University)

Editores Asociados: **Armando Alcántara Santuario** (Universidad Nacional Autónoma de México), **Jason Beech**, (Universidad de San Andrés), **Angelica Buendía**, (Metropolitan Autonomous University), **Ezequiel Gomez Caride**, (Pontificia Universidad Católica Argentina), **Antonio Luzon**, (Universidad de Granada), **José Luis Ramírez**, (Universidad de Sonora), **Paula Razquin** (Universidad de San Andrés)

**Claudio Almonacid**

Universidad Metropolitana de  
Ciencias de la Educación, Chile

**Miguel Ángel Arias Ortega**

Universidad Autónoma de la  
Ciudad de México

**Xavier Besalú Costa**

Universitat de Girona, España

**Xavier Bonal Sarro** Universidad

Autónoma de Barcelona, España

**Antonio Bolívar Boitia**

Universidad de Granada, España

**José Joaquín Brunner** Universidad

Diego Portales, Chile

**Damián Canales Sánchez**

Instituto Nacional para la  
Evaluación de la Educación,  
México

**Gabriela de la Cruz Flores**

Universidad Nacional Autónoma de  
México

**Marco Antonio Delgado Fuentes**

Universidad Iberoamericana,  
México

**Inés Dussel**, DIE-CINVESTAV,

México

**Pedro Flores Crespo** Universidad

Iberoamericana, México

**Ana María García de Fanelli**

Centro de Estudios de Estado y  
Sociedad (CEDES) CONICET,  
Argentina

**Juan Carlos González Faraco**

Universidad de Huelva, España

**María Clemente Linuesa**

Universidad de Salamanca, España

**Jaume Martínez Bonafé**

Universitat de València, España

**Alejandro Márquez Jiménez**

Instituto de Investigaciones sobre la  
Universidad y la Educación,  
UNAM, México

**María Guadalupe Olivier Tellez**,

Universidad Pedagógica Nacional,  
México

**Miguel Pereyra** Universidad de

Granada, España

**Mónica Pini** Universidad Nacional  
de San Martín, Argentina

**Omar Orlando Pulido Chaves**

Instituto para la Investigación  
Educativa y el Desarrollo  
Pedagógico (IDEP)

**José Ignacio Rivas Flores**

Universidad de Málaga, España

**Miriam Rodríguez Vargas**

Universidad Autónoma de  
Tamaulipas, México

**José Gregorio Rodríguez**

Universidad Nacional de Colombia,  
Colombia

**Mario Rueda Beltrán** Instituto de  
Investigaciones sobre la Universidad  
y la Educación, UNAM, México

**José Luis San Fabián Maroto**

Universidad de Oviedo,  
España

**Jurjo Torres Santomé**, Universidad  
de la Coruña, España

**Yengny Marisol Silva Laya**

Universidad Iberoamericana,  
México

**Ernesto Treviño Ronzón**

Universidad Veracruzana, México

**Ernesto Treviño Villarreal**

Universidad Diego Portales  
Santiago, Chile

**Antoni Verger Planells**

Universidad Autónoma de  
Barcelona, España

**Catalina Wainerman**

Universidad de San Andrés,  
Argentina

**Juan Carlos Yáñez Velazco**

Universidad de Colima, México

education policy analysis archives  
editorial board

Lead Editor: **Audrey Amrein-Beardsley** (Arizona State University)

Editor Consultor: **Gustavo E. Fischman** (Arizona State University)

Associate Editors: **David Carlson, Lauren Harris, Eugene Judson, Mirka Koro-Ljungberg, Scott Marley,**

**Molly Ott, Iveta Silova** (Arizona State University)

<b>Cristina Alfaro</b> San Diego State University	<b>Amy Garrett Dikkers</b> University of North Carolina, Wilmington	<b>Susan L. Robertson</b> Bristol University, UK
<b>Gary Anderson</b> New York University	<b>Gene V Glass</b> Arizona State University	<b>Gloria M. Rodriguez</b> University of California, Davis
<b>Michael W. Apple</b> University of Wisconsin, Madison	<b>Ronald Glass</b> University of California, Santa Cruz	<b>R. Anthony Rolle</b> University of Houston
<b>Jeff Bale</b> OISE, University of Toronto, Canada	<b>Jacob P. K. Gross</b> University of Louisville	<b>A. G. Rud</b> Washington State University
<b>Aaron Bevanot</b> SUNY Albany	<b>Eric M. Haas</b> WestEd	<b>Patricia Sánchez</b> University of University of Texas, San Antonio
<b>David C. Berliner</b> Arizona State University	<b>Julian Vasquez Heilig</b> California State University, Sacramento	<b>Janelle Scott</b> University of California, Berkeley
<b>Henry Braun</b> Boston College	<b>Kimberly Kappler Hewitt</b> University of North Carolina Greensboro	<b>Jack Schneider</b> University of Massachusetts Lowell
<b>Casey Cobb</b> University of Connecticut	<b>Aimee Howley</b> Ohio University	<b>Noah Sobe</b> Loyola University
<b>Arnold Danzig</b> San Jose State University	<b>Steve Klees</b> University of Maryland	<b>Nelly P. Stromquist</b> University of Maryland
<b>Linda Darling-Hammond</b> Stanford University	<b>Jaekyung Lee</b> SUNY Buffalo	<b>Benjamin Superfine</b> University of Illinois, Chicago
<b>Elizabeth H. DeBray</b> University of Georgia	<b>Jessica Nina Lester</b> Indiana University	<b>Adai Tefera</b> Virginia Commonwealth University
<b>Chad d'Entremont</b> Rennie Center for Education Research & Policy	<b>Amanda E. Lewis</b> University of Illinois, Chicago	<b>Tina Trujillo</b> University of California, Berkeley
<b>John Diamond</b> University of Wisconsin, Madison	<b>Chad R. Lochmiller</b> Indiana University	<b>Federico R. Waitoller</b> University of Illinois, Chicago
<b>Matthew Di Carlo</b> Albert Shanker Institute	<b>Christopher Lubienski</b> Indiana University	<b>Larisa Warhol</b> University of Connecticut
<b>Sherman Dorn</b> Arizona State University	<b>Sarah Lubienski</b> Indiana University	<b>John Weathers</b> University of Colorado, Colorado Springs
<b>Michael J. Dumas</b> University of California, Berkeley	<b>William J. Mathis</b> University of Colorado, Boulder	<b>Kevin Welner</b> University of Colorado, Boulder
<b>Kathy Escamilla</b> University of Colorado, Boulder	<b>Michele S. Moses</b> University of Colorado, Boulder	<b>Terrence G. Wiley</b> Center for Applied Linguistics
<b>Yariv Feniger</b> , Ben-Gurion University of the Negev, Israel	<b>Julianne Moss</b> Deakin University, Australia	<b>John Willinsky</b> Stanford University
<b>Melissa Lynn Freeman</b> Adams State College	<b>Sharon Nichols</b> University of Texas, San Antonio	<b>Jennifer R. Wolgemuth</b> University of South Florida
<b>Rachael Gabriel</b> University of Connecticut	<b>Eric Parsons</b> University of Missouri-Columbia	<b>Kyo Yamashiro</b> Claremont Graduate University
	<b>Amanda U. Potterton</b> University of Kentucky	

arquivos analíticos de políticas educativas  
conselho editorial

Editor Consultor: **Gustavo E. Fischman** (Arizona State University)

Editoras Associadas: **Kaizo Iwakami Beltrao**, (Brazilian School of Public and Private Management - EBAPE/FGV, Brazil), **Geovana Mendonça Lunardi Mendes** (Universidade do Estado de Santa Catarina), **Gilberto José Miranda**, (Universidade Federal de Uberlândia, Brazil), **Marcia Pletsch, Sandra Regina Sales** (Universidade Federal Rural do Rio de Janeiro)

**Almerindo Afonso**

Universidade do Minho  
Portugal

**Alexandre Fernandez Vaz**

Universidade Federal de Santa  
Catarina, Brasil

**José Augusto Pacheco**

Universidade do Minho, Portugal

**Rosanna Maria Barros Sá**

Universidade do Algarve  
Portugal

**Regina Célia Linhares Hostins**

Universidade do Vale do Itajaí,  
Brasil

**Jane Paiva**

Universidade do Estado do Rio de  
Janeiro, Brasil

**Maria Helena Bonilla**

Universidade Federal da Bahia  
Brasil

**Alfredo Macedo Gomes**

Universidade Federal de Pernambuco  
Brasil

**Paulo Alberto Santos Vieira**

Universidade do Estado de Mato  
Grosso, Brasil

**Rosa Maria Bueno Fischer**

Universidade Federal do Rio Grande  
do Sul, Brasil

**Jefferson Mainardes**

Universidade Estadual de Ponta  
Grossa, Brasil

**Fabiany de Cássia Tavares Silva**

Universidade Federal do Mato  
Grosso do Sul, Brasil

**Alice Casimiro Lopes**

Universidade do Estado do Rio de  
Janeiro, Brasil

**Jader Janer Moreira Lopes**

Universidade Federal Fluminense e  
Universidade Federal de Juiz de Fora,  
Brasil

**António Teodoro**

Universidade Lusófona  
Portugal

**Suzana Feldens Schwertner**

Centro Universitário Univates  
Brasil

**Debora Nunes**

Universidade Federal do Rio Grande  
do Norte, Brasil

**Lílian do Valle**

Universidade do Estado do Rio de  
Janeiro, Brasil

**Flávia Miller Naethe Motta**

Universidade Federal Rural do Rio de  
Janeiro, Brasil

**Alda Junqueira Marin**

Pontifícia Universidade Católica de  
São Paulo, Brasil

**Alfredo Veiga-Neto**

Universidade Federal do Rio  
Grande do Sul, Brasil

**Dalila Andrade Oliveira**

Universidade Federal de Minas  
Gerais, Brasil