

Documentos DSEPP

Dirección de Seguimiento y
Evaluación de Políticas Públicas

Evaluación de Mediano Plazo del programa Ser Pilo
Paga

Evaluación Interna

2023



Departamento Nacional
de Planeación - DNP





Departamento Nacional
de Planeación - DNP



Departamento Nacional de Planeación (DNP)

Dirección General

Jorge Iván González

***Subdirector general de Prospectiva y
Desarrollo Nacional***

Juan Miguel Gallego Acevedo

***Subdirectora general del Sistema General de
Regalías***

Tania Guzmán Pardo

***Subdirector general de Descentralización y
Desarrollo Territorial***

Camilo Acero Azuero

***Subdirector general de Inversiones,
Seguimiento y Evaluación***

José Alejandro Herrera Lozano

***Director de Seguimiento y Evaluación de
Políticas Públicas***

Carlos Alberto Castañeda Castrillón

Subdirectora de Evaluación

Patricia Milena Moreno Agudelo

***Dirección de Seguimiento y Evaluación de
Políticas Públicas***

Luis Esteban Álvarez Arango

Alejandro Corrales Espina

Dirección de Desarrollo Social

Yamit López Villegas

Departamento Nacional de Planeación

2023

www.dnp.gov.co Calle 26 13-19 PBX: 3815000

Bogotá D.C., Hecho en Colombia

Ser Pilo Paga y movilidad social: impactos de mediano plazo en educación y empleo*

Luis Esteban Álvarez Arango (DNP)

Alejandro Corrales Espinosa (DNP)

Juliana Londoño-Velez (UCLA y NBER)

Yamit López Villegas (DNP)

Catherine Rodríguez (U de los Andes)

Fabio Sánchez (U de los Andes)

Este documento estima los impactos que Ser Pilo Paga (SPP) trajo en la acumulación de capital humano y movilidad social en los jóvenes elegibles de la primera cohorte del programa. Para ello, utilizamos como estrategia de identificación una regresión discontinua basada en las reglas de meritocracia y necesidad que exigía el programa para ser elegible. Los resultados permiten establecer tres importantes conclusiones en torno a sus impactos directos. Primero, la ayuda financiera otorgada por SPP a aquellos jóvenes elegibles incrementó el acceso y graduación de un programa universitario. Segundo, el programa permitió que estos jóvenes accedieran a instituciones que ofrecen mayor valor agregado mejorando su rendimiento de aprendizaje y sus ingresos en el mercado laboral formal. Tercero, la ayuda financiera elimina las brechas socioeconómicas entre estudiantes de alto rendimiento académico en términos de sus logros universitarios, sus aprendizajes y sus ingresos laborales. Además, análisis a través de la metodología de diferencias en diferencias sugieren que los estudiantes no elegibles no se vieron perjudicados y en general SPP permitió que las universidades actúen como "motores de movilidad social" en lugar de como "bastiones de privilegio". Finalmente, estimaciones de costo beneficio permiten concluir que SPP fue un programa altamente rentable para el país en donde cada dólar invertido generó 4.8 dólares de retorno.

JEL: H52, I22, I23, I24, I26

Septiembre, 2023

* Las opiniones contenidas en el presente documento son responsabilidad exclusiva de los autores y no comprometen a las entidades de las cuales hacen parte.

1. Introducción

A pesar de los avances de los últimos años, Colombia sufre de bajos niveles de movilidad social (Angulo et al., 2014). En particular, la cuna donde se nace determina la cantidad y calidad de la educación que un individuo adquiere en la vida (García et al., 2014). Esto limita el potencial generador de movilidad social de la educación superior que ha demostrado puede incrementar el bienestar financiero de las personas que logran alcanzarla (Card, 1999; Goldin y Katz, 2008; OCDE, 2018; Oreopoulos y Petronijevic, 2013). El problema radica en que, en Colombia y en el mundo en general, individuos pertenecientes a hogares con bajos niveles de riqueza tienen una menor probabilidad de asistir a la universidad. Más aun, quienes logran hacerlo, generalmente acceden a programas de baja calidad y a universidades con tasas de graduación y retorno más bajos (Chetty et al., 2020; Camacho et al., 2016; Ferreyra et al., 2017; Lovenheim y Smith, 2022). Esto es el resultado de múltiples aspectos incluyendo restricciones presupuestales que impiden el pago de los costos educativos por parte de las familias, falta de información acerca de programas o alternativas de financiación o incluso barreras de entrada para la aplicación a la educación universitaria.

Los gobiernos alrededor del mundo han buscado implementar distintos programas que promuevan la movilidad social a través de la educación superior, dirigidos especialmente a aquellos jóvenes vulnerables que sobresalen académicamente (Hoxby y Avery, 2013). Por supuesto, las ayudas financieras son uno de los programas más comúnmente implementados tanto en países desarrollados como en vía de desarrollo. No obstante, la evidencia sobre los impactos de este tipo de ayuda es mixta y escasa. Por ejemplo, algunos estudios encuentran impactos positivos en graduación universitaria (Angrist et al., 2021; Bettinger, 2015), otros encuentran impactos nulos (Marx y Turner, 2018; Park y Scott-Clayton, 2018; Scott-Clayton, 2011), y otros incluso encuentran impactos negativos si la ayuda desvía a los estudiantes hacia universidades de menor calidad (Cohodes y Goodman, 2014). Además, solo unos cuantos estudios examinan los impactos en ingresos y, nuevamente, hay ejemplos con impactos positivos (Bettinger et al., 2019; Black et al., 2020; Denning et al., 2019) o nulos (Bucarey et al., 2020; Eng y Matsudaira, 2021; Scott-Clayton y Zafar, 2019).

Este artículo contribuye a esta literatura al evaluar el impacto de la ayuda financiera gubernamental en las inversiones en capital humano y movilidad social en Colombia generadas por el programa Ser Pilo Paga (SPP). El programa, anunciado el 1º de octubre de 2014, buscaba dar una alternativa de financiación para la educación superior de jóvenes colombianos provenientes de las familias más necesitadas del país y que sobresalieran por su excelencia académica. El objetivo inmediato de SPP era mejorar el acceso a las Instituciones de Educación Superior (IES) de alta calidad cubriendo el costo de la matrícula y otorgando un subsidio de sostenimiento de candidatos que cumplieran con tres requisitos. Específicamente, para la primera cohorte los individuos elegibles al programa debían: i) haber presentado la prueba Saber 11 en el segundo semestre de 2014 y haber obtenido un puntaje de por lo menos 310 sobre 500, colocándolos en el top 9% de la prueba de Estado; ii) tener un puntaje Sisbén por debajo de un corte que variaba con la ubicación geográfica y ubicara a la familia dentro del 52,8% más pobre

del país; y (iii) haber recibido admisión en alguna de las IES con acreditación en alta calidad (en su momento, existían 33 IES con este nivel de acreditación).¹

Utilizando datos administrativos y una metodología cuasiexperimental estimamos los impactos de SPP en los resultados educativos y del mercado laboral para la primera cohorte del programa ocho años después de haber finalizado el bachillerato. Específicamente, estimamos los impactos en dicha cohorte utilizando dos regresiones discontinuas (RD) que aprovechan las reglas de asignación basadas en mérito (Pruebas Saber 11) y necesidad (Sisbén), respectivamente. Utilizamos y comparamos los efectos para las poblaciones afectadas por cada regla de asignación por separado, ya que la población de elegibles difiere considerablemente en niveles socioeconómicos de las familias, el logro educativo de los padres y el rendimiento académico de los propios estudiantes. Además, examinamos las implicaciones de equidad del programa comparando los resultados para los estudiantes de nivel socioeconómico bajo y alto, antes y después de la implementación de la política. Finalmente, siguiendo a Hendren y Sprung-Keyser (2020) estimamos el valor marginal de los fondos públicos como medida de costo-beneficio del programa.

Encontramos tres resultados principales. Primero, SPP tuvo un impacto masivo y persistente en el acceso a la universidad. Esto sugiere que las imperfecciones en el mercado financiero en el país impiden las inversiones en capital humano de jóvenes de escasos recursos. Seis años después de completar la escuela secundaria, los estudiantes elegibles por necesidad que son apenas elegibles por mérito tienen 9,6 puntos porcentuales (p.p.) más probabilidades de haber accedido a una universidad, una ganancia del 12,4% en relación con el grupo de control. Crucialmente, mientras el grupo de control accede a universidades de baja calidad, la ayuda financiera expande de manera *permanente* el acceso a universidades de alta calidad para este grupo en 43,5 p.p., equivalente a un aumento del 241% en dicha probabilidad. Los impactos para aquellos jóvenes elegibles por mérito que se encuentran cercanos al corte de elegibilidad por necesidad en estas probabilidades son de 5,7% y 101,1%, respectivamente. Además, encontramos que los jóvenes elegibles, especialmente aquellos menos necesitados económicamente y con los puntajes académicos más altos, eligen universidades privadas de alta calidad. Estos resultados en acceso son congruentes con los encontrados por Londoño-Vélez et al. (2020) en acceso inmediato en el corto plazo.

En segundo lugar, SPP impulsó la acumulación de capital humano y promovió la movilidad social en el país. Este programa aumentó drásticamente los logros universitarios: la estimación de forma reducida de la probabilidad incondicional de obtener un título universitario es de 15,6 p.p. (38,8%) y 14,5 p. p. (26,6%) en los puntos de corte de mérito y necesidad, respectivamente. Congruente con los impactos en acceso, la probabilidad de obtener un título universitario de institución privada de alta calidad está por encima de 59 p.p., un aumento de más del 1.924% para la población elegible más vulnerable. Además, al promover la asistencia a universidades

¹ Londoño-Velez et al. (2020) presenta un resumen detallado del sistema de educación de Colombia en ese momento, así como de las principales características del programa en sus dos primeras cohortes.

con mayor valor agregado en los aprendizajes, SPP también mejoró el aprendizaje de los estudiantes, como lo demuestra su desempeño en las pruebas Saber Pro. Los estudiantes elegibles por necesidad que apenas son elegibles por mérito obtienen un puntaje 0,08 desviaciones estándar más alto, un aumento del 17% en el puntaje con respecto a la media de control. Finalmente, gracias a la mejora del aprendizaje y los logros universitarios generados por SPP, los resultados de inserción en el mercado laboral mejoraron dramáticamente también. Por ejemplo, ocho años después de haberse graduado de la educación secundaria, los ingresos laborales de jóvenes beneficiarios de SPP aumentaron entre un 26% y 36% dependiendo de la población elegible analizada.

En tercer lugar, SPP tuvo implicaciones importantes en equidad eliminando las brechas en graduación universitaria, aprendizaje e ingresos laborales formales entre estudiantes de igual rendimiento. Gracias al programa, los estudiantes de alto rendimiento y bajo nivel socioeconómico tienen la misma probabilidad que los estudiantes de niveles socioeconómicos altos y logros académicos similares de graduarse de un programa universitario de alta calidad. De igual manera, su desempeño en las Pruebas Saber Pro, así como sus salarios son similares también. Los resultados en su conjunto permiten concluir que SPP redujo las brechas socioeconómicas causadas por las imperfecciones en el mercado financiero colombiano y un sistema de educación superior históricamente segregado. Gracias a SPP, las universidades de alta calidad en el país pudieron actuar menos como "bastiones de privilegio" y más como "motores de movilidad social" (Pallais y Turner, 2006).

Nuestros resultados también ilustran que SPP promovió tanto la equidad como la eficiencia. Para analizar los impactos en equidad comparamos los resultados bajo la metodología de regresión discontinua de estudiantes de estratos socioeconómicos bajos y altos, antes y después de la implementación de la política. Encontramos que SPP reduce la brecha socioeconómica en el logro universitario, el desarrollo de habilidades y los ingresos laborales formales entre estudiantes que eran académicamente similares en la escuela secundaria pero que provenían de familias con distintos niveles de riqueza. Para evaluar la eficiencia, utilizando la metodología de diferencias en diferencias comparamos a los beneficiarios y no beneficiarios de ayuda financiera con distintos niveles de habilidades académicas. Nuestro análisis no revela ningún impacto negativo para los no beneficiarios. Las universidades acreditadas, ante el aumento en la demanda, ampliaron sus cohortes entrantes en alrededor de un 50% en promedio. A pesar de las preocupaciones existentes sobre posibles compromisos en la calidad educativa o el valor de los títulos (Blair y Smetters, 2021; MacLeod y Urquiola, 2015; Urquiola, 2020), no encontramos efectos perjudiciales sobre la finalización de títulos, los resultados del aprendizaje o los ingresos laborales para los jóvenes no beneficiarios. Por el contrario, nuestros resultados sugieren un efecto indirecto positivo para ellos particularmente en sus aprendizajes y en los ingresos laborales que alcanzan ocho años después de graduarse de la escuela secundaria.

Finalmente, estimamos el costo beneficio del programa a través del concepto del valor marginal de los fondos públicos (MVFP). Específicamente calculamos la relación entre la disposición a pagar por la educación recibida por parte de los jóvenes beneficiarios y el costo neto del gobierno. Los resultados sugieren que SPP generó 4,8 dólares de beneficios por dólar de gasto público neto para aquellos estudiantes alrededor del puntaje de corte de necesidad y de 5,6 dólares para

aqueños jóvenes que se encuentran alrededor del puntaje de Saber 11. Este MVPF posiciona al programa SPP muy por encima de la mediana de los MVPF estimados para otros programas de ayuda discutidos en Hendren y Sprung-Keyser (2020) y Angrist et al. (2021), mostrando su eficacia para mejorar el bienestar social.

Este documento contribuye a medir los efectos de mediano plazo de la ayuda financiera en aspectos como graduación e ingresos laborales.² Primero, estudiamos los impactos en un escenario con condiciones financieras imperfectas en donde la prima salarial universitaria puede ser negativa para las universidades de baja calidad, pero positiva y considerable para universidades de alta calidad (Camacho et al., 2016; Ferreyra et al., 2017; Riehl et al., 2018; Rodríguez et al., 2016). En tal escenario, mostramos que la ayuda financiera aumenta la obtención de un título universitario en aproximadamente cinco veces el tamaño del efecto encontrado en un metaanálisis reciente en los Estados Unidos (Nguyen et al., 2019). Segundo, hay impactos sustanciales de movilidad porque el programa orienta a los estudiantes hacia las mejores universidades del país que ofrecen mayores valores agregados en graduación, aprendizaje e ingresos. Estos resultados sugieren que la capacidad de pago directa (y, posiblemente, información imperfecta) representa una gran parte de las brechas socioeconómicas encontradas en la elección e inscripción en la universidad (Dynarski et al., 2021; Hoxby y Turner, 2014; Hoxby y Avery, 2013). En tercer lugar, mostramos que relajar las restricciones financieras mejora el capital humano de los estudiantes, medido por puntajes de las pruebas estandarizadas de egreso de estas.

Además, contribuimos al conocimiento sobre los retornos de la calidad universitaria en resultados educativos y del mercado laboral.³ Nuestro entorno ofrece varias ventajas clave sobre los estudios existentes. En primer lugar, Colombia mide el aprendizaje al finalizar la secundaria y la universidad, permitiéndonos usar medidas comparables entre todos los estudiantes que son relevantes para estudiantes, universidades y empleadores. En segundo lugar, utilizamos información antes y después de SPP con diferencias importantes en la probabilidad de asistir a IES de alta calidad de acuerdo con las restricciones de elegibilidad del programa. En tercer lugar, podemos observar el universo de jóvenes bachilleres en el país y saber si entro o no en alguna IES y el tipo de programa al que logró hacerlo. En cuarto lugar, podemos aislar y comprobar que parte de los impactos observados en ingresos laborales provienen del mayor capital humano y que parte de señalización (Becker, 1962; Spence, 1973; Weiss, 1995).

² (Angrist et al., 2021; Bettinger et al., 2019; Black et al., 2020; Bucarey et al., 2020; Card y Solís, 2022; Castleman y Long, 2016; Clotfelter et al., 2018; Cohodes y Goodman, 2014; Denning et al., 2019; Fack y Grenet, 2015; Scott-Clayton y Zafar, 2019; Solís, 2017).

³ (Andrews et al., 2016; Anelli, 2020; Barrera-Osorio y Bayona-Rodríguez, 2019; Negro y Smith, 2004; Black et al., de próxima publicación; Blemmer, 2021; Canaán y Mouganie, 2018; Dale y Krueger, 2014, 2002; Dillon y Smith, 2020; Goodman et al., 2017; Hoekstra, 2009; Jia y Li, 2021; Kane y Rouse, 1995; Kane, 2003; Lovenheim y Smith, 2022; MacLeod et al., 2017; Mountjoy, de próxima publicación; Mountjoy y Hickman, 2021; Saavedra, 2009; Sekhri, 2020; Zimmermann, 2014, 2019).

El resto de este documento está organizado de la siguiente manera. La sección 2 describe los datos y la metodología de RD utilizada como estrategia de identificación, incluyendo el cumplimiento de los requisitos para su implementación. La Sección 3 presenta los impactos directos de SPP en el acceso, graduación, rendimiento del aprendizaje y resultados de entrada en el mercado laboral de la población elegible y beneficiaria, analizando también los impactos en equidad. La sección 4, por su parte, presenta los impactos del programa en la cohorte completa de jóvenes que se graduaron de la educación secundaria el semestre en que SPP fue creado y presenta por tanto evidencia acerca de su eficacia. Finalmente, la sección 5 presenta los cálculos de costo beneficio siguiendo la metodología de VMFP, mientras que la sección 6 presenta las principales conclusiones.

2. Datos y metodología

La información utilizada en las estimaciones de impacto de SPP se basan en datos administrativos de las siguientes fuentes:

1. Pruebas Saber 11: Utilizamos información de la población de bachilleres que presentaron las pruebas Saber 11 en el segundo semestre de los años 2012, 2013 y 2014. Estos datos contienen los puntajes obtenidos por los alumnos en el examen, así como información sociodemográfica básica (por ejemplo, estado socioeconómico, educación de los padres, sexo) para todos los jóvenes.
2. Puntaje Sisbén III: Utilizamos el universo de hogares del Sistema del Departamento de Planeación Nacional de Identificación de Potenciales Beneficiarios de Programas Sociales (Sisbén) que otorga un puntaje continuo de 0 a 100 a las familias vulnerables en Colombia, en su tercera versión. Se cuenta con información entre 2012 y 2014.
3. La población de beneficiarios del programa SPP del ICETEX, institución que administra todos los préstamos estudiantiles y subvenciones para programas de posgrado. Estos datos nos permiten identificar a los beneficiarios del programa y el pago de su préstamo comportamiento.

La unión de estas tres bases nos permite la identificación de la población elegible y beneficiaria del programa, así como la población que será utilizada como contrafactual en las estimaciones. Las siguientes tres fuentes nos permiten medir resultados clave de interés:

4. La población de estudiantes inscritos en el Sistema Nacional de Información de la Educación Superior (SNIES) que da seguimiento a estudiantes en el sistema de educación postsecundaria en el país. Contamos con microdatos del SNIES de 2013 hasta 2020, que brindan información de cada estudiante por semestre incluyendo su estado de inscripción en el sistema, institución y tipo de programa al que asistió (p. ej., licenciatura, estudios de posgrado) y finalización del título.
5. La población de estudiantes que presentaron las Pruebas Saber Pro y Saber TyT. Estas bases contienen los puntajes que obtiene todo estudiante de programas profesionales, técnicos y tecnológicos de en el país. Son exámenes estandarizados que deben presentar todo estudiante de educación superior como requisito de grado. La información en Saber

Pro está disponible desde 2013 hasta 2021. La información de Saber T&T está disponible desde 2016 hasta 2021, año en el que los estudiantes de carreras técnicas y tecnológicas comenzaron a tener un examen separado. Desde 2016 las pruebas Saber Pro se ofrecen anualmente mientras que las Saber TyT se ofrecen semestralmente. Ambos exámenes incluyen cinco pruebas de competencias genéricas: redacción, lectura crítica, razonamiento cuantitativo, competencias en inglés y ciudadanía, y componentes relevantes específicos del campo de especialización del programa cursado (por ejemplo, economía, biología). Nos centramos en los puntajes obtenidos en las cinco competencias genéricas de cada alumno, sumándolas y estandarizando el puntaje total para obtener un único puntaje con media de cero y desviación estándar de uno. Los puntajes de la prueba entre 2016 y 2021 son comparables en el tiempo.

6. La población de trabajadores formales que utilizan los registros de seguridad social de Colombia a través de la Planilla Integrada de Liquidación de Aportes (PILA) del Ministerio de Salud y Protección Social. Este conjunto de datos contiene información censal de las contribuciones a la salud, fondos de pensión y compensación de trabajadores. La información está disponible a nivel individual para los meses de abril, agosto y diciembre entre el periodo de 2013 a 2022. Incluye información de nómina, ingresos, días trabajados y las características del empleador (por ejemplo, tamaño de la empresa, sector, ubicación) para todos trabajadores formales en Colombia. No es posible tener información de ingresos de los desempleados o trabajadores informales.

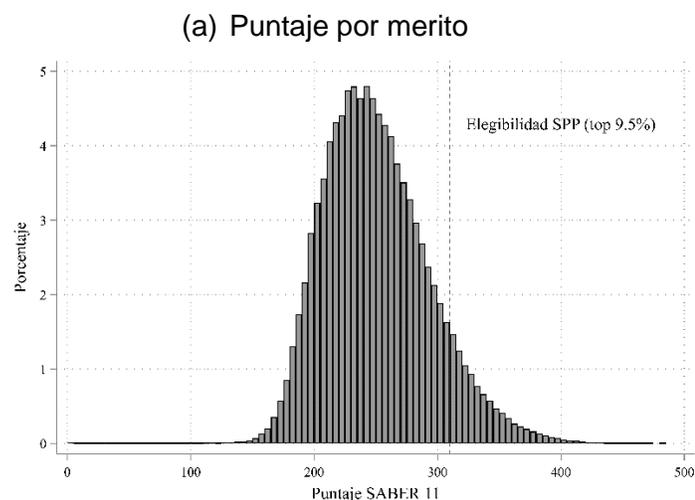
Al concentrarnos en los impactos de SPP en su primera cohorte, la población de interés son los 574.259 jóvenes que presentaron las pruebas Saber 11 en el segundo semestre de 2014. Alrededor de 11.000 jóvenes (2% de los examinados) habían asistido a alguna universidad antes de presentar las pruebas ese semestre. Nuestro análisis principal deja de lado a este grupo y se basa en los 563.027 individuos restantes. Dentro de este grupo, 297.279 (52,8%) son elegibles según el puntaje SISBEN, mientras que 53.636 (9,5%) son elegibles por mérito según los puntajes obtenidos en las pruebas Saber 11.

Para estimar el impacto causal de la ayuda financiera en nuestros resultados de interés, explotamos los cortes establecidos por SPP en el Saber11 y Sisbén e implementamos una metodología de regresión discontinua (RD). Sea $Z_i = 1(R_i > k)$ un indicador de elegibilidad a SPP, donde k es el punto de corte en cada una de las variables de asignación al programa (Saber 11 y Sisbén). Aunque los jóvenes interesados en el programa debían demostrar también que habían sido admitidos a una universidad de alta calidad, no utilizamos este tercer requisito en el análisis. La expectativa de recibir ayuda financiera podría influenciar más a unos jóvenes que a otros a buscar dicha admisión y a su vez generar diferencias no observables entre grupos de elegibles y no elegibles. Por lo tanto, definiremos la elegibilidad basándonos únicamente en los puntajes de las pruebas y el nivel de pobreza de los hogares.

Denotando D_i como un indicador de si un individuo es beneficiario de SPP, las dos condiciones de elegibilidad utilizadas crean un entorno multidimensional de RD donde se pueden identificar dos poblaciones: (1) aquella que es elegible por necesidad y está alrededor del puntaje de mérito

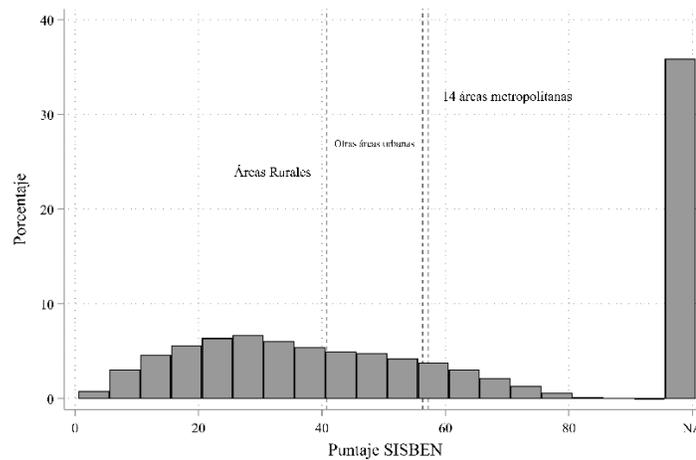
y (2) aquella que es elegible por mérito y se encuentran alrededor del puntaje de necesidad (la Figura A.1 ofrece una ilustración). Reportamos los resultados de las estimaciones por separado ya que las dos discontinuidades capturan poblaciones estudiantiles que podrían verse afectadas de manera diferente por la ayuda financiera. Específicamente, la RD que utiliza el puntaje Saber 11 como la variable de asignación identifica los efectos al comparar estudiantes con puntajes cercanos al percentil 91 quienes, en promedio, son muy pobres (el grupo de control está en el percentil 31 de la distribución de la riqueza como se observa en la Tabla A.1). Por el contrario, la RD que utiliza el índice de riqueza como variable de asignación identifica los efectos para estudiantes menos vulnerables, cerca del percentil 53 de la distribución de la riqueza, quienes además obtienen mejores puntajes en las pruebas Saber 11 al estar por encima del percentil 95 en el examen (Tabla A.1).⁴ Es de esperar que estas diferencias puedan generar impactos heterogéneos que deben entenderse.

Figura 1– Condiciones de elegibilidad de SPP



⁴ Por ejemplo, la Tabla A.1 muestra que los estudiantes elegibles por mérito y que están cerca del umbral de necesidad tienen familias más pequeñas, padres más educados y un estrato socioeconómico más alto que los estudiantes elegibles por necesidad cerca del umbral de mérito. Para los primeros es también más probable que asistan a escuelas privadas que ofrecen jornadas completas y que vivan en áreas urbanas.

(b) Puntaje por necesidad



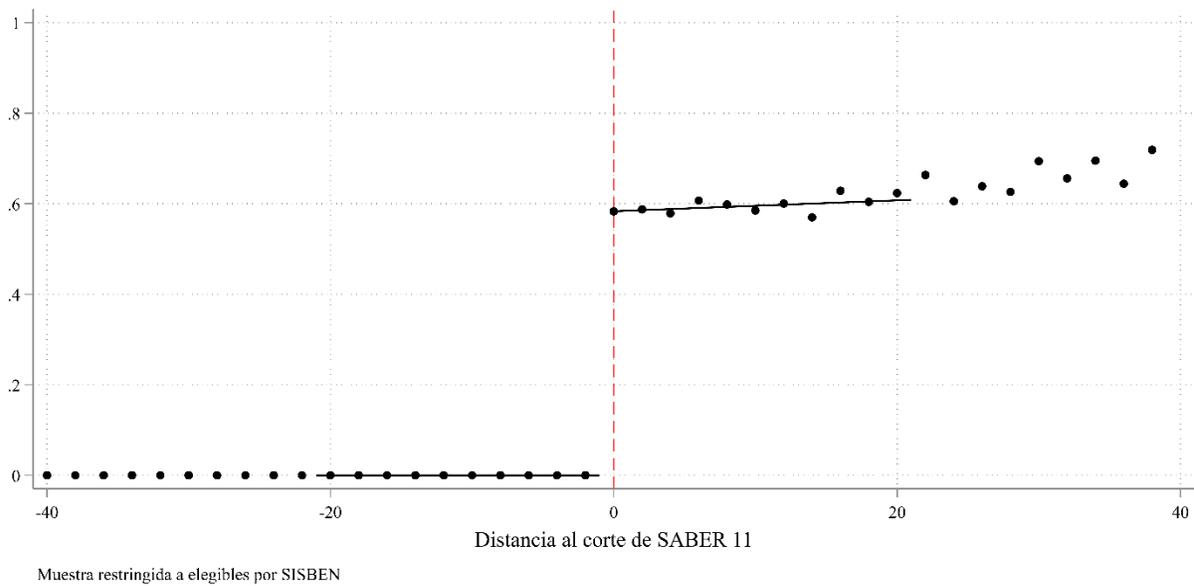
Notas: Para ser elegible a SPP en el 2014, los estudiantes debían obtener una puntuación en las pruebas Saber 11 de 2014 de 310 puntos o más (es decir, ubicarse en el 9.5% superior ese año). Además, debían pertenecer a familias cuyo puntaje Sisbén debía estar por debajo de un umbral específico que los ubicaba en el 52,8% de los más vulnerables que presentaron las pruebas en ese periodo. Las figuras muestran la distribución de los puntajes de la prueba Saber 11 (Panel a) y del índice de pobreza Sisbén (Panel b) para los jóvenes que presentaron las pruebas en el segundo semestre de 2014. Las líneas verticales rojas representan los límites de elegibilidad del SPP. Las cifras sugieren que ambas variables se distribuyen uniformemente alrededor de los límites de elegibilidad. En el Panel B, el corte de elegibilidad de acuerdo con el Sisbén varía según la ubicación geográfica del solicitante. Aproximadamente un tercio de los examinados no están en Sisbén y, por lo tanto, no tienen puntaje y aparecen en el Panel B como "NA". Fuente: Cálculos de los autores con base en Saber 11 (ICFES) y Sisbén (DNP).

Basamos nuestro análisis primario de RD en estudiantes que tomaron el examen de Estado en el segundo semestre de 2014. El análisis con esta primera cohorte de SPP garantiza la más alta validez interna ya que los estudiantes fueron informados sobre el programa después de haber presentado las pruebas Saber 11.⁵ Además, tenían menor oportunidad también de solicitar una evaluación de las autoridades locales para modificar el puntaje Sisbén de la familia y ser elegible a través de este criterio también. Los histogramas en la Figura 1, sugieren que efectivamente no existe una manipulación ni de Saber 11, ni de Sisbén, en dicha cohorte. De manera similar, las pruebas propuestas por Cattaneo et al. (2020, 2016) corroboran de manera formal dicha hipótesis. Los valores de p para cada variable de elegibilidad son 0,823 con Saber 11 y 0.413 con Sisbén, respectivamente (Figura A.2). Además, la Tabla A.1 muestra el balance en las características socioeconómicas de los jóvenes alrededor de las discontinuidades. Utilizando Saber 11 como la variable de elegibilidad, no es posible rechazar que todas las características son estadísticamente iguales entre ambos grupos, excepto en tres de ellas. Usando Sisbén como la variable de ejecución, no podemos rechazar la hipótesis de igualdad en 28 características de línea base.

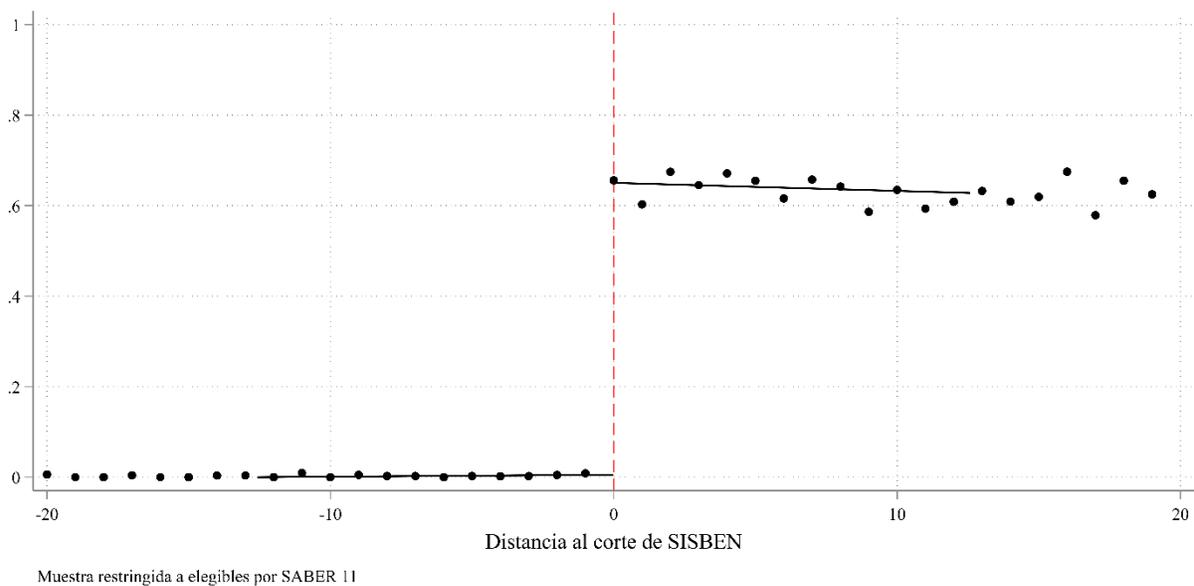
⁵ Por el contrario, los estudiantes en los años siguientes reaccionaron al programa ejerciendo mayor esfuerzo en las pruebas Saber 11, como lo demostraron Laajaj et al. (2022) y Bernal y Penney (2019).

Figura 2– Discontinuidad en la probabilidad de ser beneficiario de SPP

(a) Elegibilidad por mérito



(b) Elegibilidad por necesidad



Notas: Las figuras presentan la probabilidad de ser beneficiario de SPP en función de la distancia a los puntos de corte de elegibilidad de acuerdo con el puntaje Saber 11 (Panel (a)) y Sisbén (Panel (b)), restringiendo la muestra a estudiantes elegibles por necesidad y mérito, respectivamente en el año 2014. La probabilidad de ser un beneficiario de SPP aumenta del 0 % al 58,3 % utilizando la Saber 11 como variable de asignación (Panel (a)) y de 0% a 64,5% utilizando Sisbén como variable de asignación (Panel (b)). Fuentes: Cálculos de los autores con base en Saber 11 (ICFES), Sisbén (DNP) e ICETEX.

La Figura 2 presenta la probabilidad de recibir SPP de acuerdo con cada variable de asignación R_i , el puntaje Saber 11 para aquellos elegibles por Sisbén (panel (a)), y el puntaje Sisbén para aquellos elegibles por Saber 11 (panel (b)). Dos resultados son evidentes al analizar esta figura. Primero, las estrictas reglas de elegibilidad hicieron que solo unos cuantos jóvenes por debajo de los límites establecidos por el programa recibieran SPP. Segundo, la tasa de aceptación del programa fue alta: la recepción de SPP es del 58,3 % en el límite de méritos y 64,5% en el límite de necesidad. La mayor tasa de aceptación en el límite de necesidad es consistente con que esta población de cumplidores está caracterizada por menores niveles de vulnerabilidad y puntajes más altos en las pruebas Saber 11, siendo más probable que soliciten y reciban admisión de una universidad de alta calidad.

Por último, evaluamos las implicaciones en equidad que trajo consigo SPP. Siguiendo con la metodología de RD, comparamos los resultados de interés entre aquellos jóvenes, elegibles y no elegibles que presentaron las pruebas Saber 11 en 2014, frente a aquellos que lo hicieron en el segundo semestre de 2012 y 2013. Estas dos cohortes, sirven como placebos ya que para ellos no existía esta posibilidad de financiación en la educación superior.

3. Impactos de SPP en educación y mercado laboral

Esta sección presenta los impactos que SPP trajo a la primera cohorte de elegibles y beneficiarios en aspectos de corto y mediano plazo hasta ocho años después de presentar las pruebas Saber 11. Los resultados de interés incluyen el acceso a la educación superior, la graduación en el sistema, la calidad de los aprendizajes y la entrada al mercado laboral formal. Además, mostramos algunos resultados heterogéneos - de acuerdo con características individuales, familiares y del colegio de donde los jóvenes se recibieron de educación media - y ejercicios que evidencian la robustez de los resultados obtenidos.

3.1 Impactos en acceso a educación superior hasta seis años después de graduación de la educación media

Esta subsección resume como SPP cambió la probabilidad de acceso al sistema de educación superior en el país de jóvenes elegibles al programa. El impacto que tuvo SPP en la probabilidad de acceso a alguna IES inmediatamente después de graduarse de la educación media se resume en la Figura 3. El Panel (a) muestra que la ayuda financiera, teniendo como variable de asignación el puntaje de la prueba Saber 11, aumenta el acceso inmediato a educación superior de jóvenes elegibles en 28.7 puntos porcentuales (p.p.), pasando del 41,4% para los estudiantes de control al 70,1% para los elegibles.⁶ Este impacto varía en el tiempo debido a que algunos de los jóvenes que no acceden inmediatamente a la educación superior eventualmente logran hacerlo. Por ejemplo, como se observa en el Panel (b), seis años después de graduarse de la

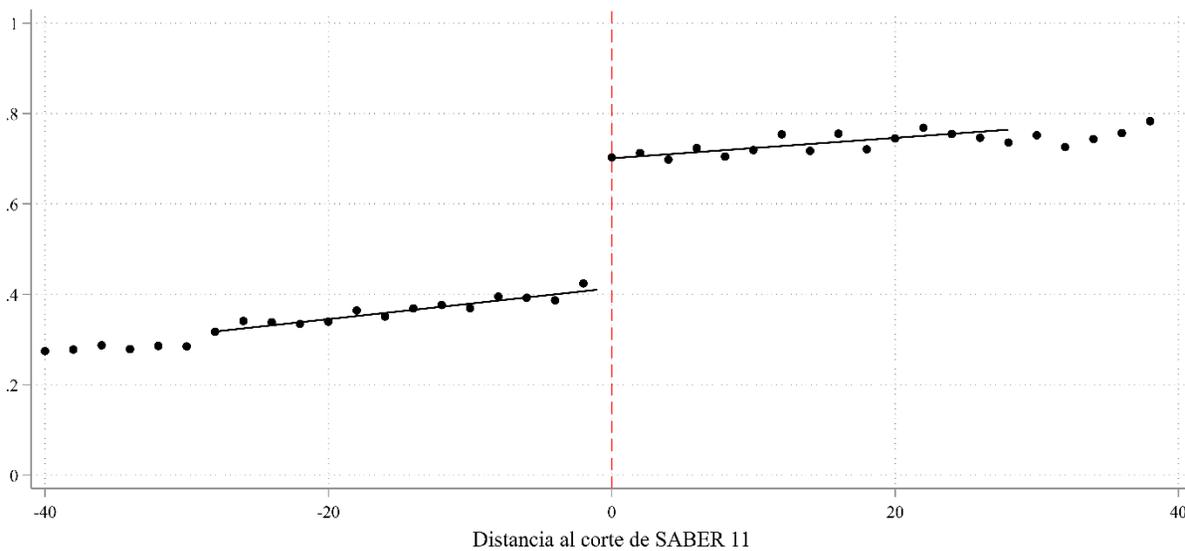
⁶ Usando datos de SPADIES Londoño-Vélez et al. (2020) encontraron un impacto de 32 p.p. en el acceso inmediato. Las diferencias se explican porque SNIES incluye información de SENA, la institución de formación técnica y tecnológica más grande de Colombia, y donde muchos de los estudiantes no elegibles asisten. Esta información está excluida en SPADIES.

educación media, la probabilidad de asistir alguna vez a la universidad entre los estudiantes elegibles por necesidad y marginalmente arriba del punto de corte por mérito, aumenta en 16,8 p.p. pasando del 70,1% al 86,9%. Este aumento es aún mayor para los estudiantes apenas no elegibles por mérito, cuya probabilidad de acceso aumenta en 35,9 p.p. pasando del 41,4% al 77,3%. En consecuencia, el Panel (c) muestra como el impacto en acceso disminuye en el tiempo a medida que los estudiantes no elegibles alcanzan a los elegibles. El impacto de SPP dos y tres años después de culminada la educación media disminuye a 18,2 p.p. y 13,0 p.p., respectivamente. A partir del tercer año el impacto se estabiliza alrededor de los 10,0 p.p. (12,0% aproximadamente) permaneciendo significativo estadísticamente.

Estos patrones, aunque similares, son un poco menores cuando se comparan los estudiantes elegibles por mérito arriba y abajo del corte por necesidad. Como se observa en la Figura A.3, el coeficiente de RD de 22,6 p.p. (42.3%) inmediatamente después de la secundaria a 12,2 p.p. (16,7%) un año después, estabilizándose en aproximadamente 4,9 p.p. (5,8%) después de seis años de finalizada la escuela secundaria. Como se mencionó anteriormente, en relación con los estudiantes que se encuentran cerca del límite de mérito, los estudiantes que se encuentran cerca del límite de necesidad provienen de familias pertenecientes a estratos socioeconómicos más altos y alcanzan mejores puntajes en las pruebas Saber 11. Como resultado, pueden estar menos limitados financieramente y explicar por qué el coeficiente de RD es menor tanto en puntos porcentuales como en términos porcentuales en este caso.

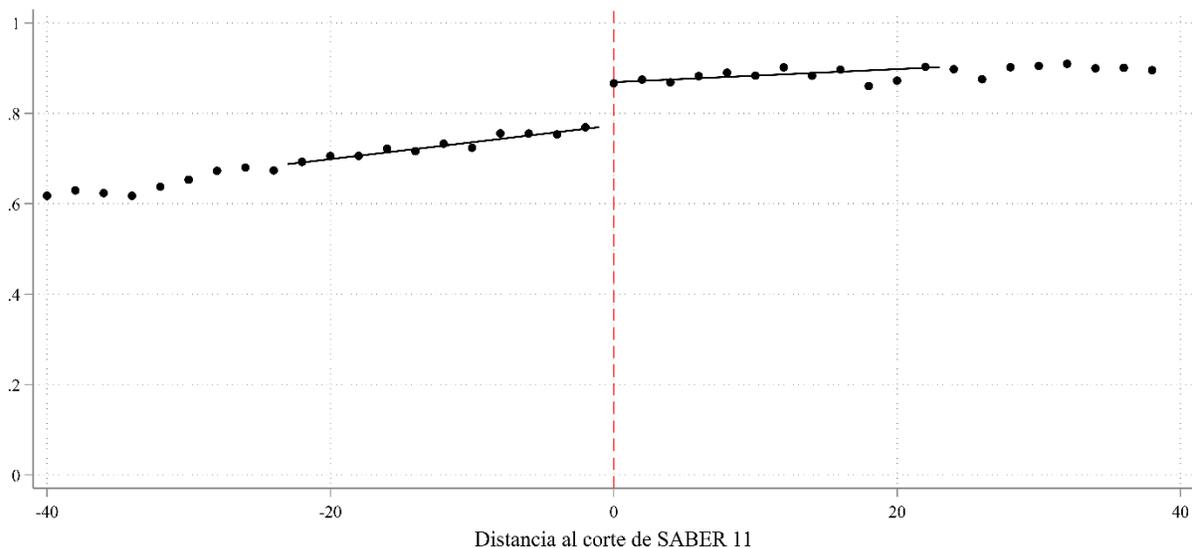
Figura 3– Acceso a alguna universidad entre cero y seis años después de graduación de la educación media (elegibilidad por mérito)

(a) Acceso inmediato



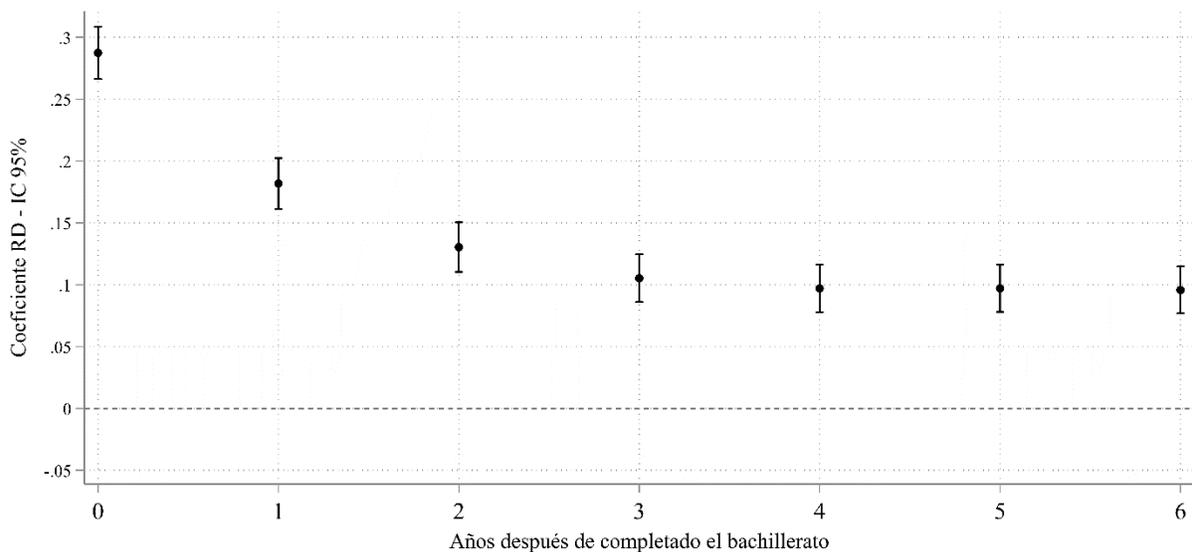
Muestra restringida a elegibles por SISBEN

(b) Acceso a seis años



Muestra restringida a elegibles por SISBEN

(c) Efectos sobre acceso caen con el tiempo, pero se estabilizan luego de tres años



Muestra restringida a elegibles por SISBEN

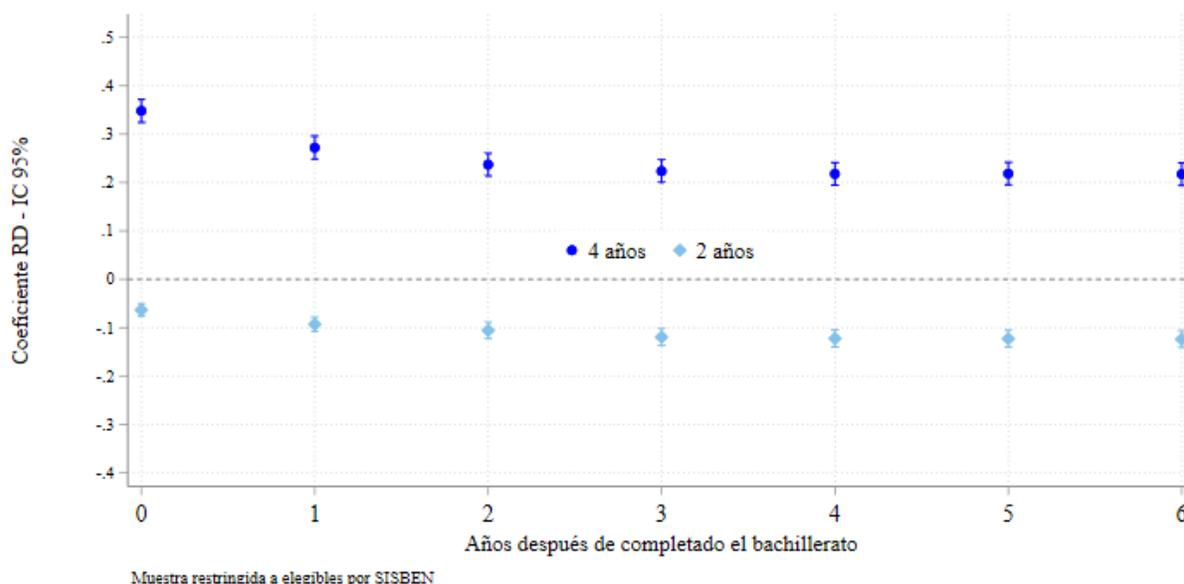
Notas: Los paneles A y B trazan la probabilidad de acceder alguna vez a la universidad dentro de cero y seis años después de finalizada la educación media, respectivamente, en función de la distancia al límite de mérito (para estudiantes). El panel C presenta los coeficientes de RD a lo largo del tiempo. La Figura A.3 muestra efectos similares usando SISBEN como la variable de asignación. La Tabla 1 presenta las estimaciones de forma reducida. Fuentes: Cálculos de los autores con base en Saber 11 (ICFES), Sisbén (DNP) y SNIES (MEN).

Un aspecto crucial de SPP es que les permitía a los jóvenes el acceso a las mejores IES del país. El resto de esta sección descompone los impactos de acceso de acuerdo con el tipo de universidad y programa al que asistieron. Primero, la Figura 4 compara los resultados de estudiantes elegibles por necesidad alrededor del límite de mérito (la Figura A.4 informa los impactos para los estudiantes elegibles por mérito y cerca del límite de necesidad). El Panel (a) muestra los coeficientes (y sus intervalos de confianza del 95%) obtenidos de distintas estimaciones bajo RD sobre la probabilidad de acceder a una IES acreditada frente a una no acreditada dentro de los cero a seis años posteriores a la finalización de la escuela secundaria. Como se observa, SPP mejora sustancialmente el acceso a universidades de alta calidad: los estudiantes elegibles tienen 46,8 p.p. más probabilidad de asistir a una universidad acreditada inmediatamente después de la escuela secundaria que sus pares no elegibles, un aumento del 489 % en comparación con el 9,6% entre el grupo de control. Además, este impacto permanece en el tiempo alcanzando los 43,5 p.p. (241%) seis años después. SPP disminuyó además la asistencia de jóvenes elegibles a IES no acreditadas. De hecho, este impacto aumenta en magnitud en el tiempo pasando de -18,0 p.p. a -33,6 p.p. entre el momento de graduación y seis años después. Esto se debe a que, como se detalló anteriormente, los pares no elegibles ingresan con el tiempo al sistema de educación superior no acreditado. El panel (b) de la figura deja en evidencia que, los jóvenes además están ingresando a carreras universitarias de duración entre 4 y 5 años con una mayor probabilidad, mientras que disminuye el acceso a carreras más cortas que generalmente son las técnicas o tecnológicas.

Figura 4– Acceso de acuerdo con el tipo de IES y programa (elegibilidad por mérito)



(b) Programa de 4-5 años vs programa de 2-3 años



Notas: Las figuras presentan los impactos que trajo SPP en acceso de acuerdo con el tipo de IES y los años desde la graduación de la educación media utilizando la discontinuidad creada por la elegibilidad al programa de acuerdo con mérito (para estudiantes elegibles por necesidad). El panel A presenta el coeficiente de RD cuando la variable dependiente es la probabilidad de asistir alguna vez a una universidad con y sin acreditación de alta calidad. El panel B presenta el coeficiente de RD sobre la probabilidad de asistir alguna vez a un programa de cuatro (o cinco) años o a un programa de dos (o tres) años. La Figura A.4 muestra impactos similares utilizando Sisbén como variable de asignación. La Tabla 1 reporta los resultados de las estimaciones en forma reducida. Fuentes: Cálculos de los autores con base en Saber 11 (ICFES), Sisbén (DNP) y SNIES (MEN).

La información disponible permite analizar también el sector al que pertenecen las IES escogidas por los jóvenes elegibles a SPP. Los coeficientes de estimaciones bajo RD demuestran que, seis años después de haberse graduado de la educación media, estudiantes elegibles a SPP tienen un incremento en la probabilidad de asistir a una IES privada de alta calidad de 47,2 p.p. en el corte de mérito y de 47,4 p.p. en el corte de necesidad (Figura A.5, Tabla 1 y Tabla 2).

3.2 Impactos en graduación

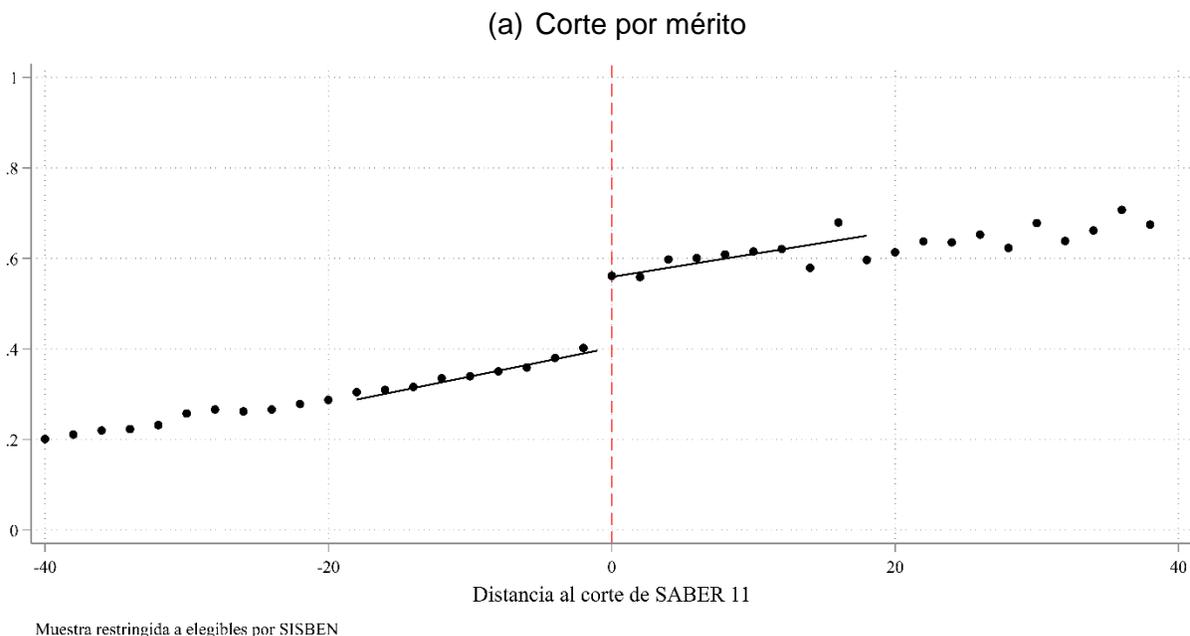
Aunque el acceso al sistema de educación superior es importante, el fin último de programas de ayuda financiera como SPP es impactar la educación total que alcanzan los jóvenes beneficiarios. La primera columna de la Tabla 3 muestra que la probabilidad de graduarse de cualquier tipo de programa de educación superior hasta siete años después de culminar el bachillerato aumenta en 6,2 p.p y 7,7 p.p. para jóvenes elegibles a SPP de acuerdo con la regla de asignación de mérito y necesidad, respectivamente. Es interesante notar que los impactos en estudiantes que se ubican en el límite de necesidad (11.6%) son mayores que el impacto en los estudiantes en el límite de mérito (10.6%), a pesar de que los primeros tienen un menor impacto en acceso al sistema de educación superior.

Debido a las características de SPP, que financiaba la educación de jóvenes elegibles en universidades acreditadas, los impactos en graduación varían de manera importante

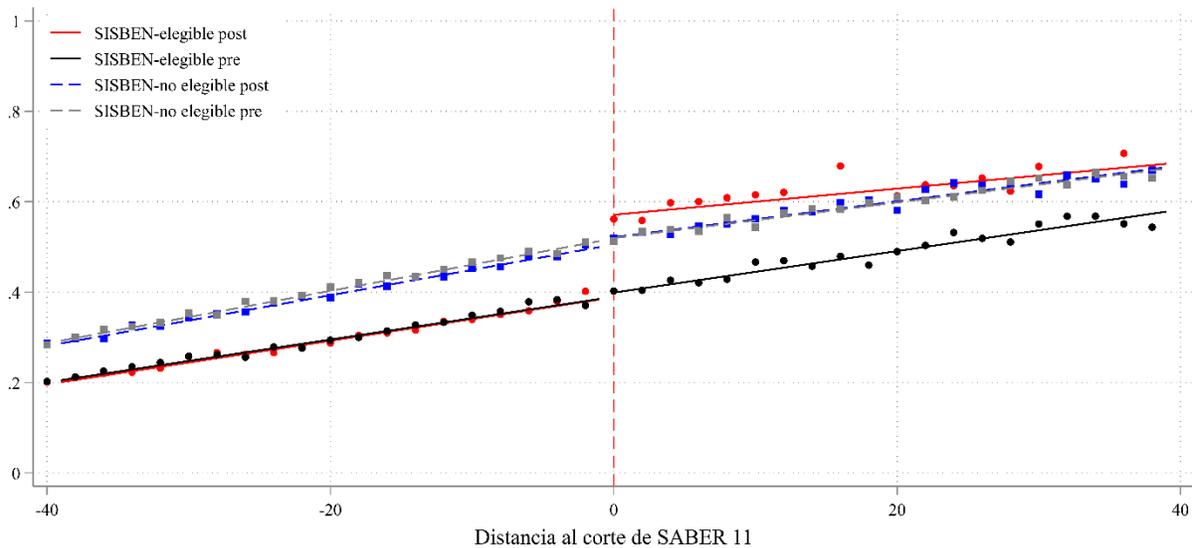
dependiendo del tipo de programa que se analice. Por ejemplo, la segunda columna de la misma tabla muestra que, debido a que SPP aleja a los estudiantes de los programas de dos o tres años, la graduación de estos programas más cortos cae en -10.1 p.p. (-54,8%) en el corte por mérito y en -6.0 p.p. (-54,1%) en el corte de necesidad. Por el contrario, y aún más importante, la elegibilidad a SPP aumenta la obtención de un título universitario en 15,6 p.p., un aumento relativo del 38,8% a la media de control (Tabla 3). De manera similar, para los estudiantes elegibles por mérito cerca del límite de necesidad, la estimación muestra un aumento en la probabilidad de graduación de 14,5 p.p. o 26.6% con respecto a la media.

La Figura 5 resume el impacto que la elegibilidad a SPP tiene en la probabilidad de obtener un título universitario hasta siete años después de graduarse de bachillerato de manera gráfica, utilizando información de Saber Pro como proxy de graduación. El Panel (a) presenta esta probabilidad en función de la distancia al corte de mérito para estudiantes elegibles por necesidad. Los puntajes de las pruebas predicen fuertemente la obtención de un título incluso para esta población. Un estudiante elegible por necesidad con una puntuación de 40 puntos por encima del límite de mérito (es decir, en el percentil 98) tiene una probabilidad 44 p.p. mayor de obtener un título universitario que un estudiante que se ubique con una puntuación de 40 puntos por debajo del límite (es decir, en el percentil 71). Además, es evidente como la elegibilidad a SPP aumenta de manera discontinua dicha probabilidad en el punto de corte, como se detalló en el párrafo anterior.

Figura 5– Graduación universitaria siete años después de terminada la educación media (elegibilidad por mérito)



(b) Placebo



Muestra restringida a elegibles por SISBEN

Notas: Las figuras presentan la probabilidad de graduación universitaria (tomando como proxy si el joven presentó las pruebas Saber Pro) hasta siete años después de finalizada la educación media en función de la distancia al puntaje de elegibilidad por mérito. El Panel (a) restringe la muestra a estudiantes elegibles por necesidad (la Tabla 2 presenta los coeficientes obtenidos al estimar la forma reducida estimar). El panel (b) muestra las implicaciones de equidad que trajo SPP comparando las probabilidades de graduación representadas en el Panel a (en rojo) y tres muestras placebo: estudiantes elegibles y no elegibles por Sisbén que presentaron las Saber 11 en 2012 y 2013, antes del programa SPP (en negro y gris, respectivamente) y aquellos no elegibles por Sisbén y presentaron las pruebas en 2014 (en azul). Los estudiantes no elegibles para el Sisbén son aquellos cuyo puntaje está por encima del corte de elegibilidad establecido por SPP y aquellos sin dicho puntaje. Fuentes: Cálculos de los autores con base en Saber 11 (ICFES), Sisbén (DNP) y Saber Pro (ICFES).

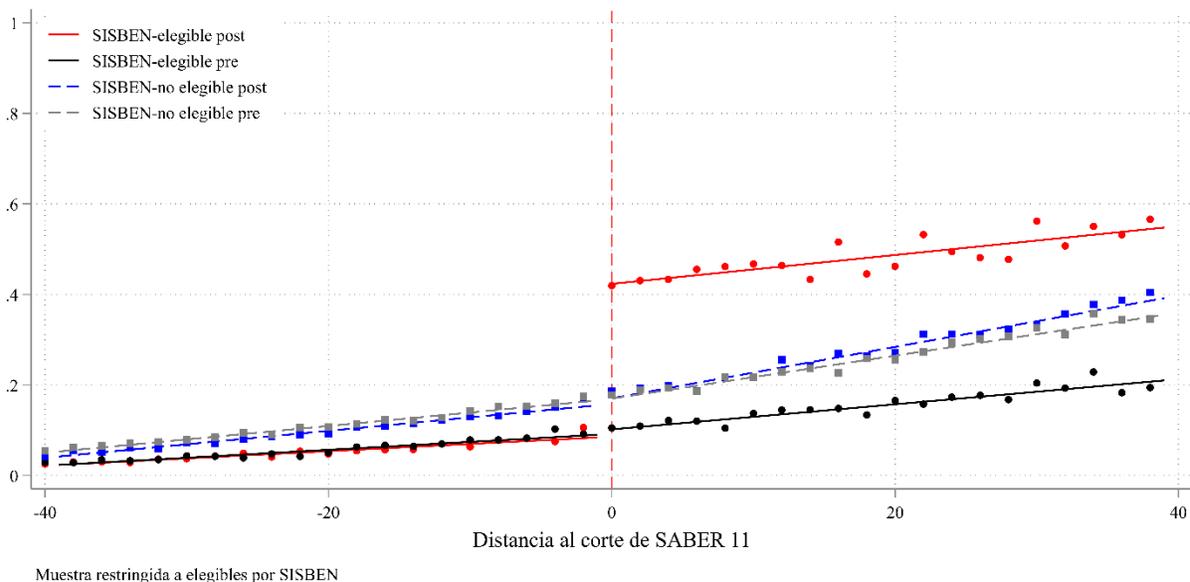
El panel (b) de la Figura 5 ilustra las implicaciones que trajo SPP en términos de equidad y ofrece una prueba de placebo en la obtención de este tipo de título universitario. Primero, la figura permite comparar a los estudiantes elegibles por necesidad que tomaron el examen de egreso de la escuela secundaria un año antes de la expansión de la ayuda financiera (en negro). Para ellos, la probabilidad de obtener un título universitario si obtuvieron un puntaje por debajo del corte de mérito es idéntica a la de aquellos que presentaron el examen el año en el que SPP fue creado (pre vs. post). Además, su probabilidad de obtener un título es constante en el umbral: el coeficiente de RD es cercano a cero y no significativo (el coeficiente es 0,2 p.p. y el p-valor es 0,841), lo que confirma que el mayor logro educativo de aquellos que se graduaron de la educación media en 2014 es causado por la ayuda financiera. La Figura presenta también la probabilidad de titulación para los estudiantes no elegibles por necesidad antes y después de SPP (en gris y azul, respectivamente). Estos estudiantes provienen de familias de mayor nivel socioeconómico y no califican para SPP en función de sus necesidades socioeconómicas porque (i) no tienen puntaje Sisbén o, (ii) su puntaje Sisbén está por encima del límite del SPP. De acuerdo con su nivel socioeconómico más alto, los estudiantes no elegibles por necesidad tienen una probabilidad de obtener un título cerca de 10 p.p. mayor que los estudiantes elegibles por necesidad antes de la implementación de la ayuda. Esta brecha es constante a lo largo de la distribución del puntaje Saber 11. SPP rompe con esta brecha y permite que los estudiantes de

bajos niveles socioeconómicos, que están por encima del punto de corte de elegibilidad de Saber 11, tengan una probabilidad incluso mayor de obtener un título que estudiantes más ricos. SPP está logrando por tanto una mejora espectacular en la equidad.

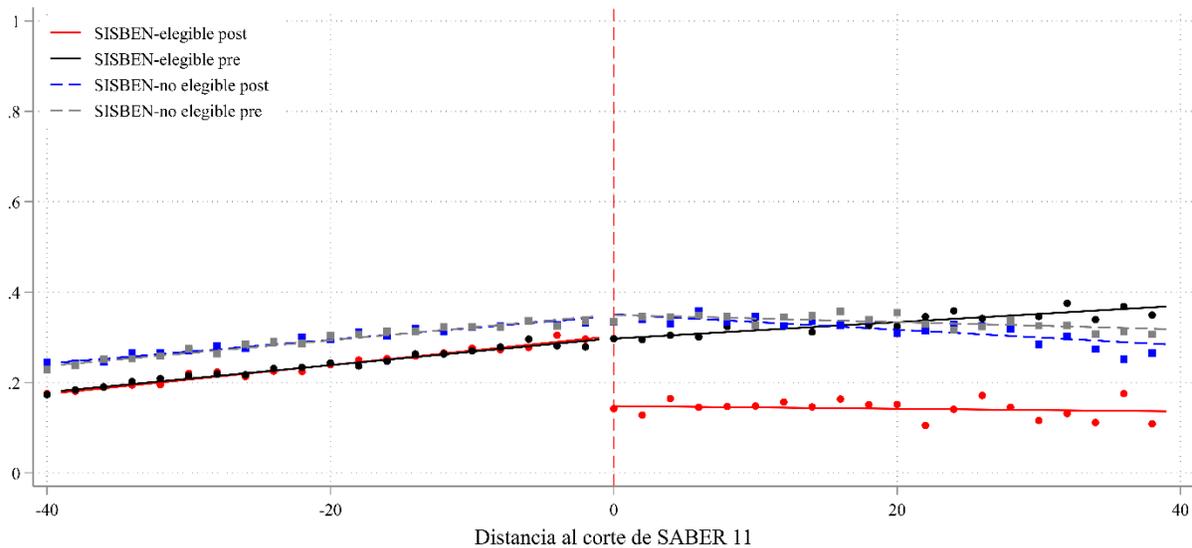
Las ultimas 5 columnas de la Tabla 3 muestran los impactos en obtención de un título universitario de acuerdo con el área de estudio. Cerca del 30% de los jóvenes elegibles por necesidad y cerca al umbral de mérito que obtuvieron un título universitario lo hicieron dentro del área de STEM (es decir, se graduaron de ingeniería, ciencias biológicas y biomédicas, matemáticas y estadística, física ciencias y medicina), 40% de los jóvenes graduados lo hicieron de Arquitectura, Negocios, Economía y Psicología; 12% del área de Ciencias Sociales y Humanidades y el restante 12% de alguna otra área. Si bien SPP incrementa en 15,6 p.p. (38,8%) la obtención de un título, el coeficiente es de 8,6 p.p. para los campos STEM y 12,3 p.p. al agregar otras carreras como Arquitectura, Negocios, Economía y Psicología (denominado "STEM +" en la Tabla 3). El impacto es de 3,2 p.p. (62,1%) para ciencias sociales y humanidades, y 1,6 p.p. (352,0%) para las artes. Esto implica a su vez que, casi el 78 % de la ganancia de logro universitario está en los campos STEM-Plus en el límite de necesidad. Un resultado positivo ya que, además de ser las áreas que los jóvenes voluntariamente escogieron, son aquellas que tienen un mayor retorno en el mercado laboral colombiano de acuerdo con nuestros datos.

Figura 6–Graduación universitaria por tipo de IES (elegibilidad por mérito)

(a) Acreditada



(b) No acreditada



Muestra restringida a elegibles por SISBEN

Notas: Las figuras presentan la probabilidad de graduación universitaria (utilizando como proxy el que el joven haya presentado las pruebas Saber Pro) de acuerdo con el tipo de IES. El panel A presenta la probabilidad de graduación de IES acreditadas con alta calidad y el Panel B de IES que no tienen esta acreditación. Las figuras muestran los impactos en equidad que trajo SPP al comparar estudiantes elegibles por necesidad de 2014 (en rojo) y tres series placebo: estudiantes elegibles y no elegibles por Sisbén que presentaron las Saber 11 en 2012 y 2013, antes de la existencia de SPP (en negro y gris, respectivamente) y estudiantes no elegibles al Sisbén en 2014 (en azul). Los estudiantes no elegibles por Sisbén son aquellos cuyo puntaje en el Sisbén está por encima del límite de elegibilidad de SPP y aquellos sin puntaje. La Tabla 3 informa las estimaciones de forma reducida. Fuentes: Cálculos de los autores con base en Saber 11 (ICFES), Sisbén (DNP) y Saber Pro (ICFES).

La Figura 6 resume la probabilidad de graduación de acuerdo con el tipo de IES permitiendo evidenciar, al igual que la Figura 5, los impactos en equidad que trajo consigo SPP y la prueba placebo. El panel (a) muestra que la obtención de títulos de una universidad con acreditación de alta calidad aumenta en un 32,3 p.p., un aumento del 333% ya que solo el 9,7% de los estudiantes de control se gradúa de este tipo de IES. El efecto persiste a lo largo de la distribución de puntaje: SPP mejora drásticamente la calidad de la universidad de la que se gradúan los jóvenes elegibles incluso para los estudiantes que obtienen un puntaje en la Prueba Saber 11 en el percentil 99. Gracias a SPP las ganancias en equidad en la graduación de educación superior de calidad son inmensas. Los estudiantes de bajo nivel socioeconómico tienen significativamente más probabilidades para graduarse de una universidad acreditada que los estudiantes pertenecientes a familias con mayores niveles de riqueza. Además, dado que la ayuda aleja a los estudiantes de las universidades de baja calidad, el panel (b) muestra que la probabilidad de obtener un título universitario de alguna IES no acreditada cae 16,1 p.p. o 53,1%.⁷

⁷ Los impactos en graduación presentados en este documento muestran, como se explicó, la evidencia siete años después de graduados de la educación media. Dado que, como se observó, los jóvenes no elegibles entran a alguna IES

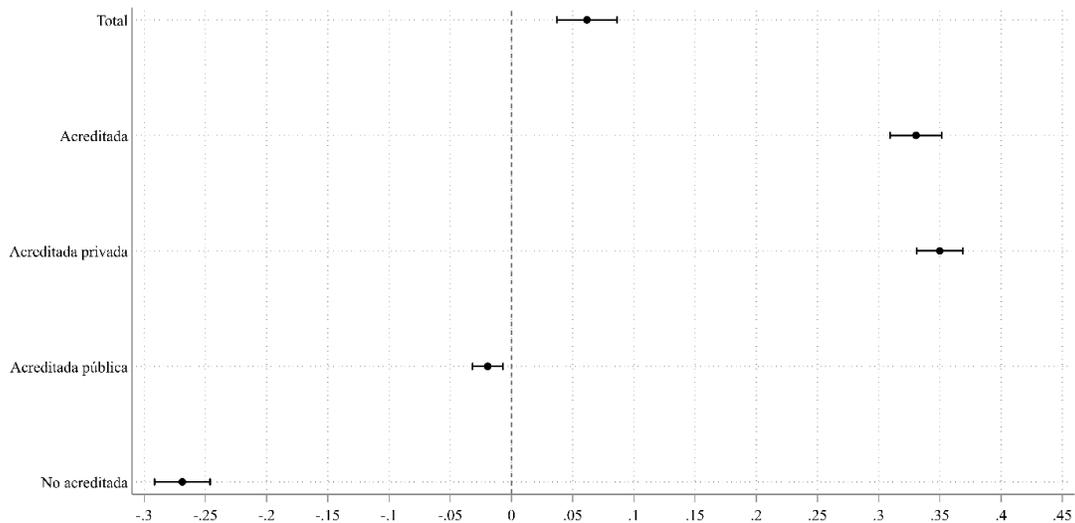
La Figura 7 descompone el impacto sobre la culminación de *cualquier* tipo de educación superior de acuerdo con el tipo de IES en el límite de mérito (panel (a)) y el de necesidad (panel (b)). Como es posible observar las universidades privadas de alta calidad impulsan la ganancia en el logro universitario general. La probabilidad de obtener un título de una universidad privada de alta calidad aumenta en un 34 p.p. en el límite de mérito, un aumento de más de diez veces en relación con una media de control de 3,1%. El impulso es igualmente considerable en el límite de necesidad: 39 p.p. o 527% relativo a una media del 7,4% para el grupo control. Por el contrario, la probabilidad de graduarse de un programa en una IES pública acreditada disminuye para ambos tipos de jóvenes, particularmente para aquellos elegibles por mérito y cercanos al punto de elegibilidad por necesidad.

La Tabla A2 presenta los impactos de la ayuda financiera en otros resultados educativos. La primera columna muestra que, congruente con los impactos en graduación, SPP aumentó el número total de años que jóvenes elegibles asistieron a un programa de universitario de pregrado entre 0,51 y 0,76 años, o 13,2% a 22,8%, dependiendo del grupo analizado. Este incremento en años cursados se da incluso a pesar de que SPP redujo el tiempo que los estudiantes toman en graduarse de la educación superior en 0,13 y 0,19 años (2,4% a 3,6%), dependiendo en la población tal y como se observa en las columnas 2-6 de dicha tabla. La reducción en el tiempo de graduación se explica en parte por la elección de universidades no oficiales acreditadas por parte de los jóvenes elegibles, ya que estas instituciones ofrecen programas que en promedio son un semestre más corto, comparados con los ofrecidos por las universidades públicas de alta calidad. Por último, la columna (7) muestra que SPP aumenta también la probabilidad de continuar con los estudios de posgrado. Si bien la educación de posgrado es baja en esta población, solo el 0.8% de los estudiantes de control en el límite de mérito cursan este tipo de estudios dentro de los seis años de la finalización del bachillerato, SPP aumenta esta probabilidad en 0,5 p.p. o 62%. Como era de esperar, este efecto es mayor para los estudiantes elegibles por mérito cercanos al corte de necesidad llegando a 1,6 p.p. o 106%.

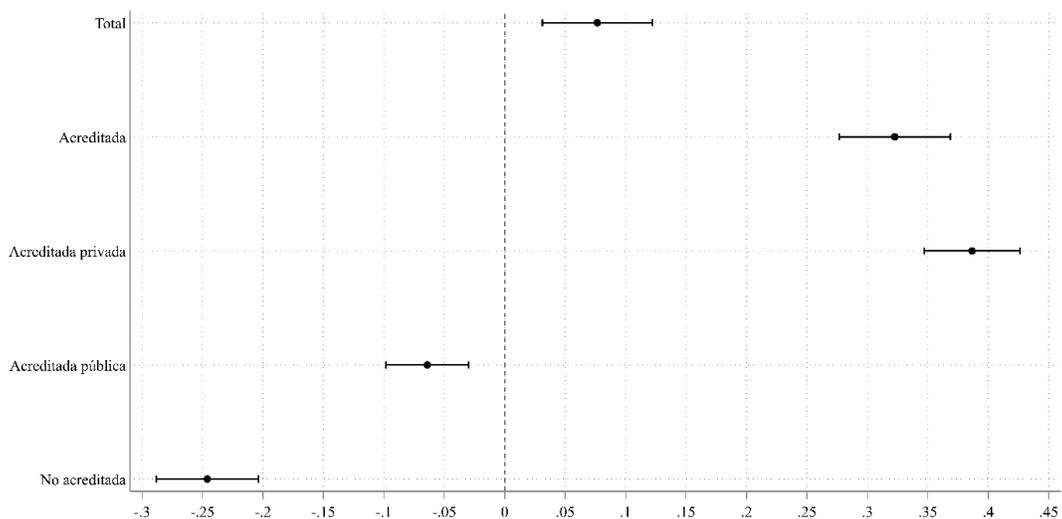
eventualmente, los impactos en graduación general podrían cambiar si se estimasen con información nueva dentro de algunos años. Sin embargo, es de esperar que, al igual que en el caso de impactos en ingreso a IES de alta calidad que no cambian en el tiempo, los impactos en graduación de este tipo de IES no cambien tampoco y sean muy similares a los presentados acá.

Figura 7– Impacto en graduación de la educación superior por tipo de IES (tipo de acreditación y sector)

(a) Corte por mérito



(b) Corte por necesidad



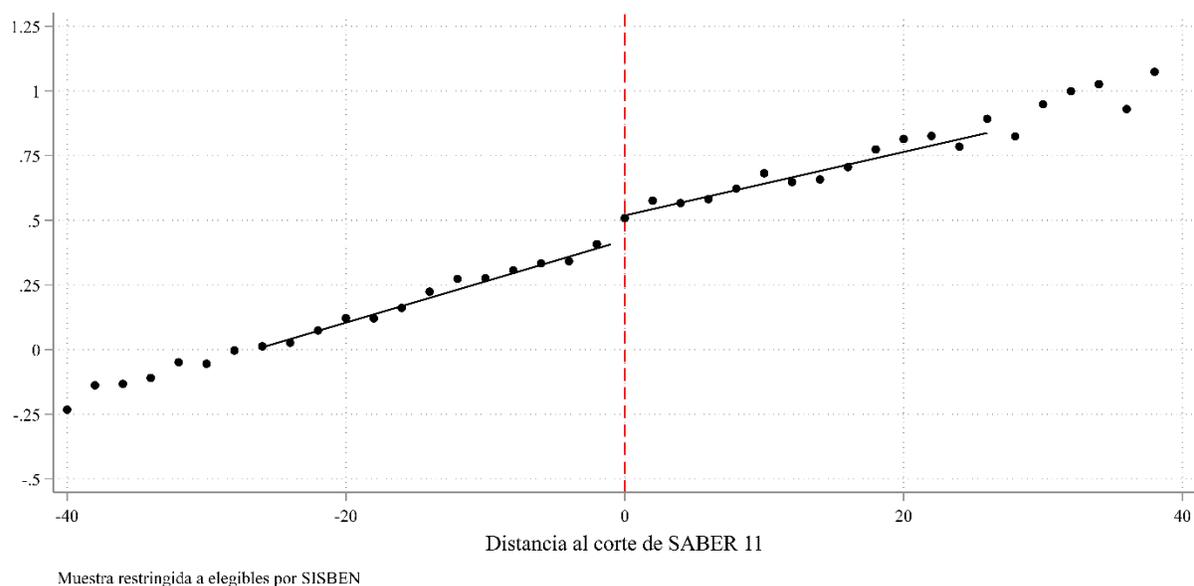
Notas: Las figuras presentan los coeficientes de RD que resumen los impactos en graduación de educación superior (utilizando como proxy el que el joven haya presentado las pruebas Saber Pro o las pruebas Saber TyT) y los intervalos de confianza del 95%, descomponiendo por tipo de IES de acuerdo con su acreditación y el sector al que pertenecen. El panel a (b) utiliza el puntaje Saber 11 (Sisbén) como variable de asignación restringiendo la muestra a estudiantes elegibles por necesidad (mérito). El ancho de banda utilizado es el seleccionado siguiendo la metodología de Cattaneo et al. (2014). Específicamente, el ancho de banda óptimo para graduación de cualquier tipo de IES (Total) es 22,71 (8,72) en el Panel a (b). Se utiliza este ancho de banda para todas las subcategorías, por lo que es posible sumar el coeficiente asociado a "Total". La Tabla 3 informa las estimaciones de forma reducida. Fuentes: Cálculos de los autores con base en Saber 11 (ICFES), Sisbén (DNP), Saber Pro (ICFES) y Saber TyT (ICFES).

3.3 Impactos en capital humano

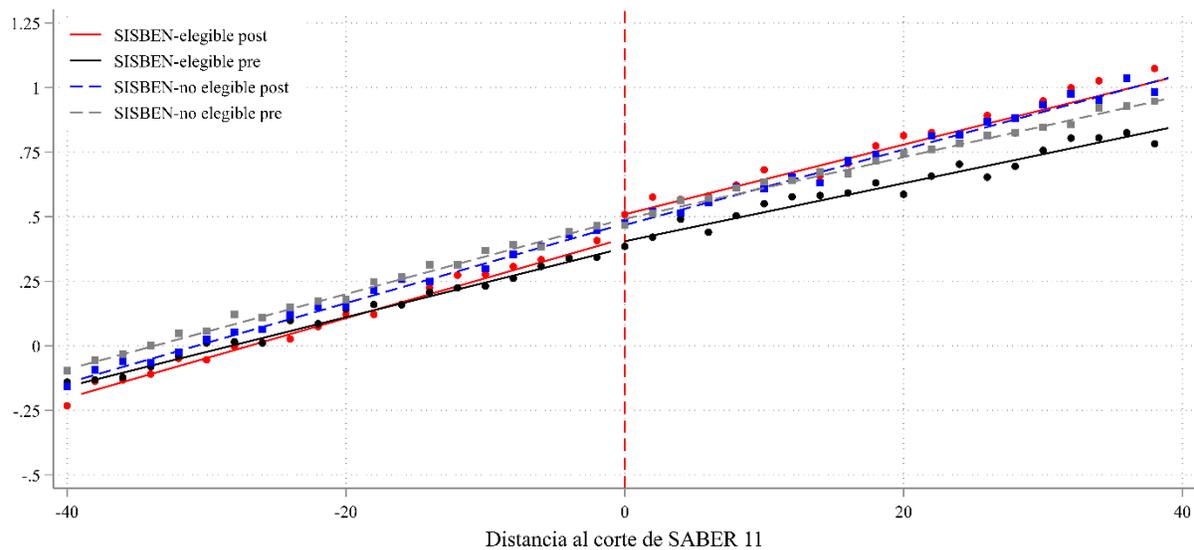
Las secciones anteriores demostraron que SPP aumentó el acceso y graduación de programas universitarios en IES acreditadas con alta calidad de estudiantes elegibles al programa. Esta sección demuestra que esto, a su vez, permite la acumulación de capital humano de los estudiantes medida por su rendimiento en las pruebas Saber Pro. Este examen obligatorio de egreso de la universidad en el país incluye cinco pruebas de competencia genéricas (escritura, lectura crítica, razonamiento cuantitativo, inglés y competencias ciudadanas) y componentes específicos del área de estudio de cada estudiante (por ejemplo, economía, biología o filosofía). El análisis de esta sección se concentra en las cinco pruebas de competencia genéricas.

Figura 8– Puntajes en Pruebas Saber Pro cinco años después de graduación de educación media.

(a) Corte por mérito



(b) Placebo



Muestra restringida a elegibles por SISBEN

Notas: Las figuras muestran el desempeño de los estudiantes en el examen Saber Pro dentro de los cinco años posteriores a la finalización de la escuela secundaria en función de la distancia al corte de elegibilidad de la Saber 11. El Panel (a) restringe la muestra a estudiantes elegibles por necesidad (la Tabla A.2 presenta los coeficientes de la RD). El panel (b) muestra los impactos de SPP en equidad comparando los impactos para jóvenes elegibles Panel a (en rojo) y tres series placebo: estudiantes elegibles y no elegibles por Sisbén que presentaron las Saber 11 en 2012 y 2013, antes del programa SPP (en negro y gris, respectivamente) y estudiantes no elegibles por Sisbén que presentaron las Saber 11 en 2014 (en azul). Los estudiantes no elegibles de acuerdo con el Sisbén son aquellos cuyo puntaje está por encima del corte de elegibilidad establecido por SPP y aquellos sin puntaje. Fuentes: Cálculos de los autores con base en Saber 11 (ICFES), Sisbén (DNP) y Saber Pro (ICFES).

La Figura 8 presenta los impactos de SPP para aquellos jóvenes elegibles por necesidad y cercanos al punto de corte por mérito que culminan los programas profesionales dentro de los cinco años después de finalizada la educación media. Dado que SPP permite el ingreso a la educación superior de manera inmediata, la mayoría de los estudiantes beneficiarios que asisten a la universidad toman el examen en este lapso de tiempo. El panel (a) muestra que los puntajes de la prueba Saber 11 se correlacionan fuertemente con los puntajes de Saber Pro.⁸ Además, la elegibilidad aumenta los niveles de aprendizaje en 0.096 o 22.7% desviaciones estándar en relación con la media de control (Tabla A.2).⁹

El Panel (b) de la misma figura ofrece una prueba placebo e ilustra las implicaciones de equidad que trajo SPP en el rendimiento de aprendizaje de los estudiantes al comparar los puntajes de las pruebas de jóvenes elegibles y no elegibles por necesidad antes y después del SPP cercanos

⁸ Por ejemplo, los estudiantes en el percentil 90 de la primera prueba alcanzan un puntaje en la Saber Pro mayor en 65% de una desviación estándar que aquellos que se ubican en el percentil 71.

⁹ La figura A6 muestra los impactos para aquellos elegibles por merito cercanos al corte de elegibilidad.

al punto de corte por mérito. Sorprendentemente, a pesar de desempeñarse igualmente bien en la educación media, antes de SPP existía una brecha socioeconómica en aprendizajes: los estudiantes de altos niveles socioeconómicos (en gris) se desempeñaban mejor en la universidad que los estudiantes de bajo nivel socioeconómico (en negro). Por ejemplo, el Panel (b) muestra que los estudiantes no elegibles por necesidad que están por debajo del punto de corte por mérito se desempeñan al menos 0,05 desviaciones estándar mejor que los estudiantes de bajo nivel socioeconómico. Además, esta brecha no solo persiste a lo largo de la distribución del puntaje Saber 11 sino que se amplía en los puntajes superiores. No obstante, SPP mejora el desempeño en las Saber Pro de los estudiantes elegibles por necesidad que están por encima del punto de corte de mérito (en rojo), eliminando la brecha en el rendimiento del aprendizaje entre ellos y los estudiantes de estratos socioeconómicos más altos (en azul).¹⁰

Los estudiantes elegibles por mérito cerca del límite de necesidad se desempeñan mejor que aquellos elegibles por necesidad cerca del límite de mérito. Como se observa en la Tabla A.2, el puntaje en las Saber Pro del grupo de control para los primeros es cerca del doble que el puntaje del grupo de control de los segundos (0.804 desviaciones estándar por encima de la media, comparado con 0.423). Los impactos de la ayuda financiera en los puntajes de sus exámenes son positivos y, aunque la Figura A6 muestra dicho impacto, los coeficientes se estiman de manera imprecisa y no es posible rechazar la hipótesis nula de ningún impacto.

Por último, vale la pena mencionar que debido a que estas pruebas son presentadas por estudiantes que han finalizado al menos tres cuartas partes de su carrera universitaria, no es posible observar los puntajes de aquellos que desertan o que nunca ingresan a este tipo de educación superior. Es decir, solo tenemos información para aquellos estudiantes que se gradúan de un programa universitario. Esto implica a su vez que las estimaciones de impacto representan el valor mínimo de impacto que ha traído SPP en la acumulación de capital humano. Esto se debe a que los individuos del lado izquierdo están seleccionados positivamente -logran graduarse de educación superior sin ayudas financieras – y los individuos del lado derecho, gracias a SPP, logran terminar los programas educativos y presentar el examen.

3.4 Impactos en la entrada al mercado laboral

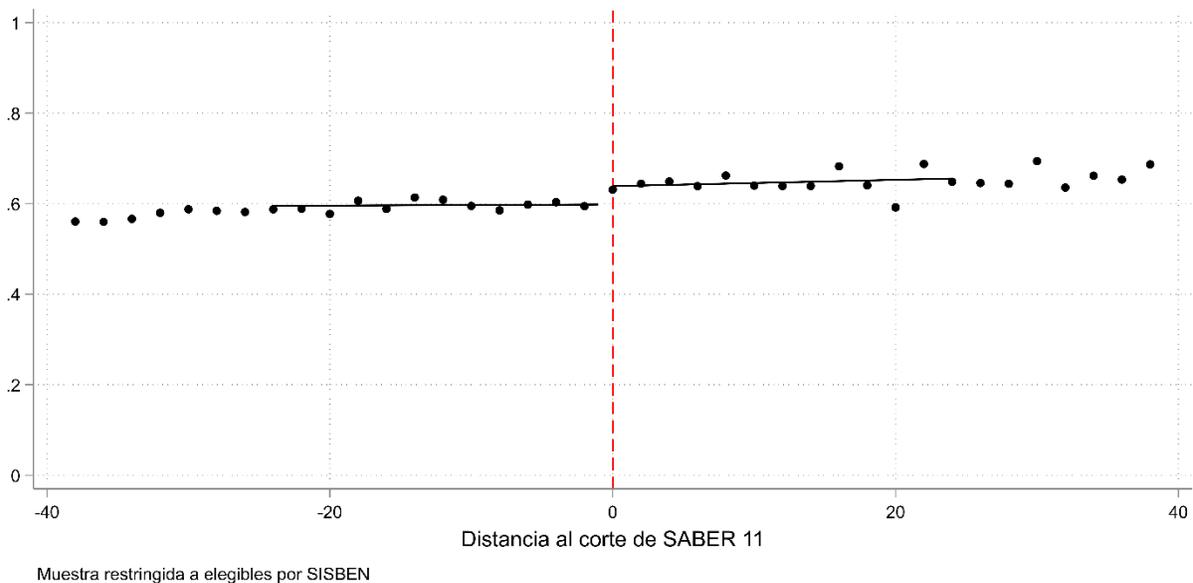
En esta sección se estiman los impactos que trajo SPP en el empleo formal y los ingresos laborales de los jóvenes elegibles ocho años después de haber culminado la escuela secundaria. El Panel (a) de la Figura 9 muestra el impacto en el primer resultado de interés para el grupo de jóvenes elegibles por necesidad como una función de la distancia al corte de elegibilidad por mérito. Casi el 60% de los estudiantes de control tienen un trabajo formal ocho años después de

¹⁰ Dado que los resultados anteriores mostraron que los estudiantes de control tardan más en acceder a la universidad, también les tomará más tiempo tomar las Pruebas Saber Pro. Como ejercicio de robustez se llevaron a cabo las estimaciones de RD teniendo en cuenta la información de todos los exámenes tomados dentro de los siete años posteriores a la finalización de la escuela secundaria. El coeficiente de interés es de 0.056 desviaciones estándar y altamente significativo.

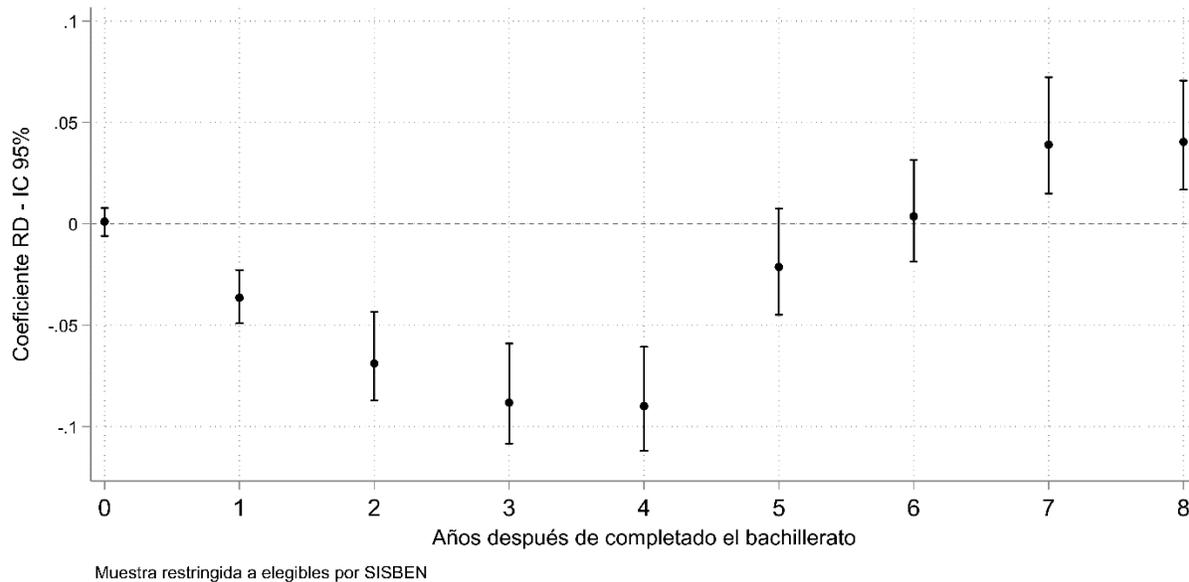
la secundaria. Más importante aún, SPP aumenta el empleo formal en 6,9 p.p., lo que supone un incremento del 11,8 % con respecto a la media de control. El panel (b) presenta los impactos de elegibilidad en el empleo formal entre la finalización de la escuela secundaria y ocho años después. Como es posible observar, la elegibilidad a SPP reduce la probabilidad de estar empleado formalmente de uno a cuatro años después de la escuela secundaria, un resultado consistente con los impactos en acceso a educación superior. Sin embargo, la tendencia se invierte cinco años después de la escuela secundaria cuando el coeficiente pasa a ser no significativo, por los siguientes dos años. Al séptimo y octavo año, congruente con el Panel (a), los estudiantes elegibles para ayuda tienen muchas más probabilidades de ser empleados en el mercado formal colombiano.

Figura 9– Empleo formal (elegibilidad por mérito)

(a) Ocho años después del bachillerato



(b) En el tiempo

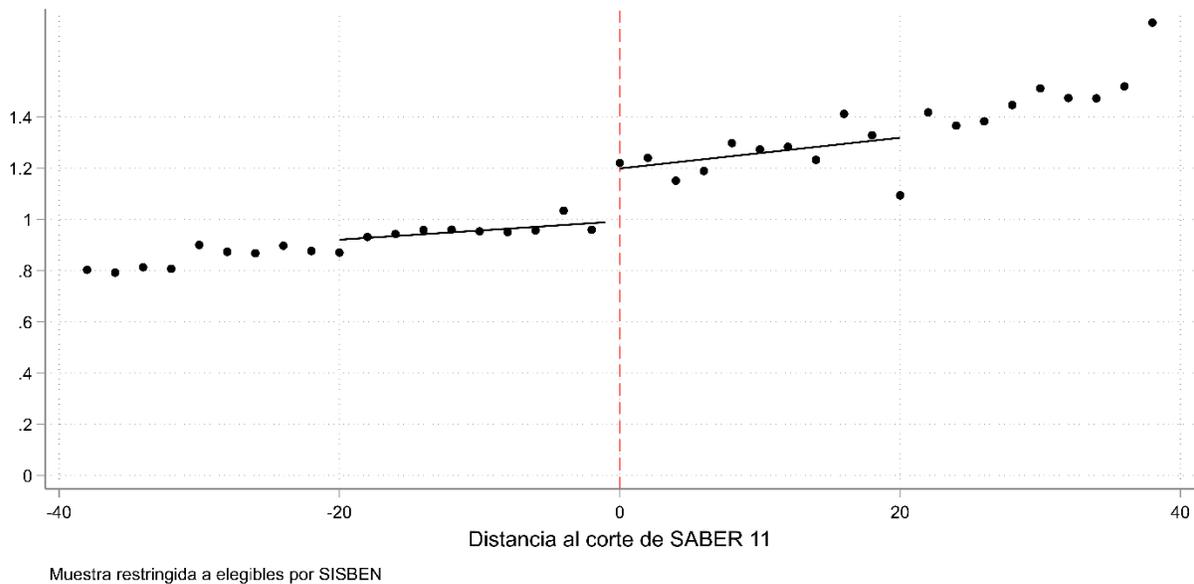


Notas: El Panel (a) traza la probabilidad de empleo formal ocho años después de terminar la escuela secundaria como una función de la distancia al límite de mérito (para estudiantes elegibles por necesidad). El panel (b) traza los coeficientes de RD en el tiempo. La Figura A.7 muestra efectos similares utilizando Sisbén como variable de asignación. La Tabla 4 presenta las estimaciones en forma reducida. Fuentes: Cálculos de los autores con base en Saber 11 (ICFES), Sisbén (DNP) y PILA (MinSalud).

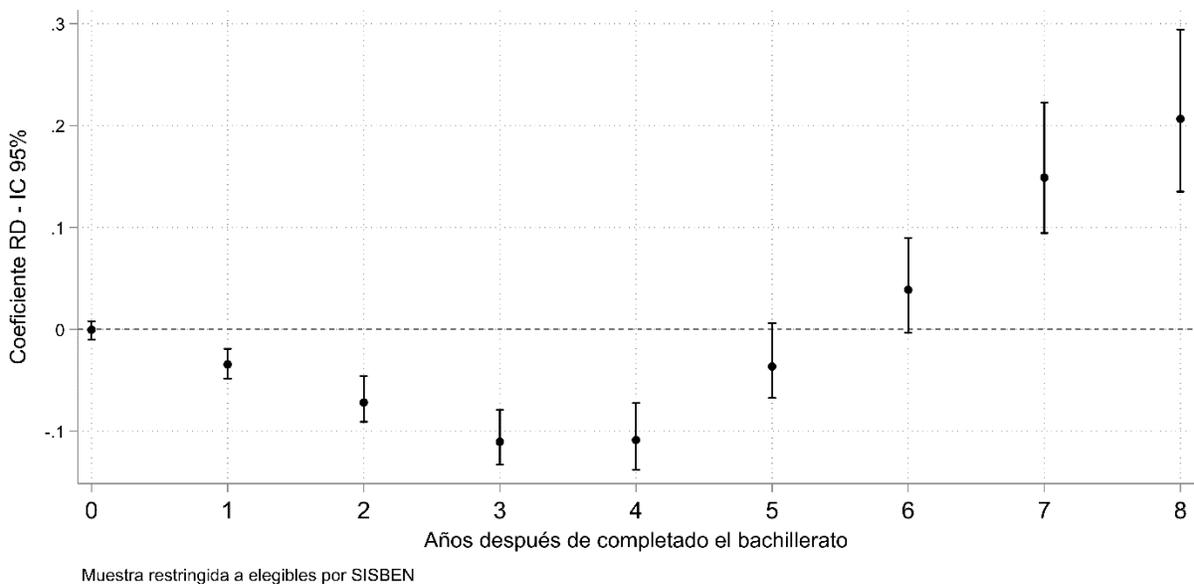
El Panel (a) de la Figura 10 presenta los ingresos laborales mensuales que obtienen del empleo formal aquellos jóvenes elegibles por necesidad en función de la distancia al corte de elegibilidad por mérito ocho años después de graduarse del bachillerato. Esta variable está definida como porcentaje del salario mensual mínimo legal vigente (SMLV) y se le asigna el valor de cero a individuos que no están empleados formalmente. Como es posible observar, los puntajes Saber 11 se correlacionan fuertemente con los ingresos formales: un puntaje de un estudiante elegible por necesidad en el 2% superior de la prueba gana el doble que un estudiante con una puntuación en el percentil 71 percentil. Además, la elegibilidad a SPP eleva los ingresos formales en 20,6 p.p., con respecto a la media de control que devenga cerca de un SMLV. El panel (b) compara los impactos sobre los ingresos formales entre cero a ocho años después de la finalización de la escuela secundaria. Como se observa, los ingresos laborales formales caen probablemente debido a que los jóvenes están en la universidad, pero aumentan drásticamente siete años después de la escuela secundaria. De hecho, el aumento de las ganancias en el octavo año es significativamente mayor que la reducción temporal de ganancias entre los años uno a cuatro. Estos resultados son consistentes con los de otros estudios que evidencian que graduados de universidades de alta calidad disfrutaban de una prima en sus ingresos laborales. De hecho, dado que el retorno de la educación recibida en universidades de alta calidad aumenta con la experiencia del individuo (MacLeod et al., 2017), el coeficiente RD probablemente continuará aumentando en el tiempo.

Figura 10– Ingresos formales (elegibilidad por mérito)

(a) Ocho años después del bachillerato



(b) En el tiempo



Notas: El Panel (a) presenta los ingresos formales (expresados como múltiplos del SMLV) de los individuos elegibles por necesidad ocho años después de la finalización de la escuela secundaria en función de la distancia al límite de mérito. A los individuos sin empleo formal se le asigna ingresos formales iguales a cero. El panel (b) presenta los coeficientes de RD a lo largo del tiempo. La Figura A.8 muestra impactos similares utilizando el puntaje Sisbén como variable de asignación. La Tabla 4 presenta las estimaciones de forma reducida. Fuentes: Cálculos de los autores con base en Saber 11 (ICFES), Sisbén (DNP) y PILA (MinSalud).

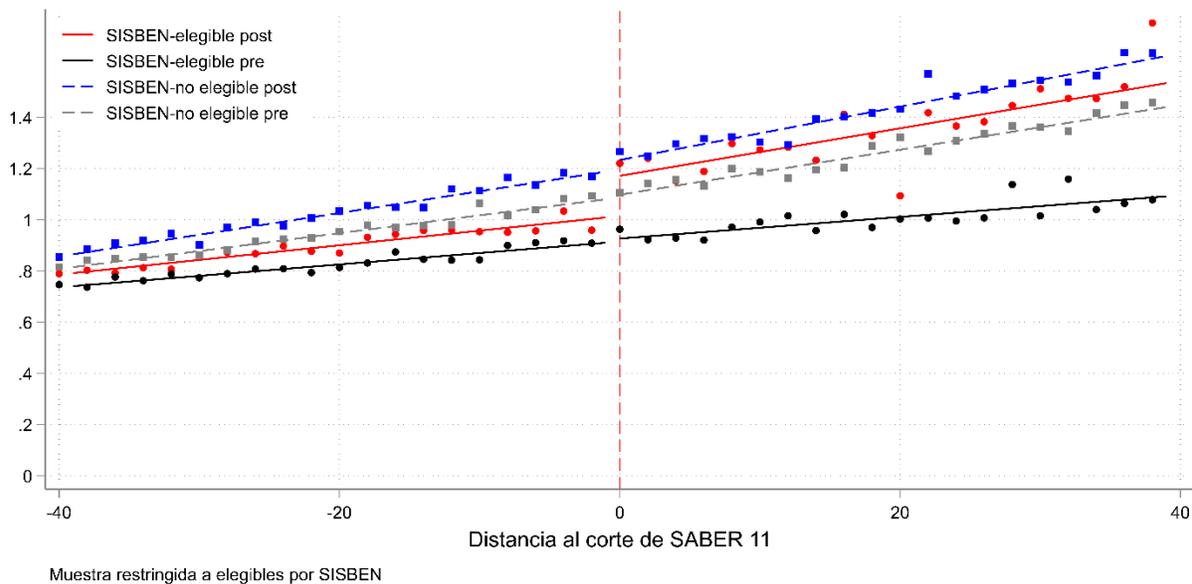
La Tabla 4 muestra que los estudiantes elegibles por mérito cerca del corte de necesidad tienen más probabilidades de estar empleados formalmente y recibir mayores ingresos que aquellos elegibles por necesidad cerca del límite de mérito. Por ejemplo, mientras en promedio el 66,8% de los jóvenes en el primer grupo trabajan formalmente y devengan en promedio 1,33 veces el SMLV 8 años después de graduados del bachillerato, tan solo el 59,8% de los jóvenes del segundo trabajan formalmente y devengan un SMLV en promedio en ese mismo periodo. No obstante, aunque SPP no tiene ningún impacto en empleabilidad para los jóvenes cercanos al punto de corte de necesidad (Figura A.7), el impacto en los salarios formales devengados es similar entre las dos poblaciones de cumplidores. El impacto en el límite de necesidad es un incremento en 21,3 p.p, en el ingreso formal devengado (Figura A.8).

Además, la Tabla 4, presenta también el impacto en otros resultados de interés del mercado laboral. Por ejemplo, es posible comprobar que SPP aumenta los ingresos medidos en pesos constantes en 188,897 pesos en el umbral de mérito y 194,400 pesos en el umbral de necesidad. Más aun, el impacto sigue siendo positivo y estadísticamente significativo al condicionar la muestra a individuos que reportan ingresos formales, lo que sugiere que los impactos no son impulsados por el aumento de la probabilidad de tener un empleo formal. La última columna de la Tabla 4 presenta el impacto en el tiempo entre la graduación universitaria y el primer empleo formal, medido en cuatrimestres. Los estudiantes elegibles por necesidad justo debajo del límite de mérito tardan cerca de 15 meses para ser empleados formalmente después de la graduación, mientras que los estudiantes elegibles por mérito por debajo del límite de necesidad tardan 13 meses. SPP reduce ligeramente este período para el primer grupo en un 13.2 para el primer grupo. En el segundo grupo, aunque el coeficiente es también negativo, no es estadísticamente significativo.

Al igual que con los otros resultados de interés, es posible analizar los impactos en equidad que SPP en el mercado laboral formal. La Figura 11, además de ofrecer una prueba placebo, ilustra las ganancias en equidad gracias a SPP al comparar los ingresos laborales de jóvenes elegibles y no elegibles antes y después del SPP. A pesar de desempeñarse igualmente bien en las Saber 11, los estudiantes de nivel socioeconómico alto (en gris) ganan más que los estudiantes de nivel socioeconómico bajo (en negro) antes de SPP. Además, esta brecha persiste a lo largo de la distribución de puntajes de la prueba y se amplía en el decil superior de los puntajes de las pruebas de Estado. No obstante, SPP aumenta los ingresos formales de los estudiantes de bajo nivel socioeconómico (en rojo), eliminando la brecha de ingresos entre ellos y los estudiantes de estratos altos (en azul).¹¹

¹¹ La pandemia de COVID-19 afectó probablemente los ingresos de la cohorte de 2012 - 2013 ocho años después de terminar la escuela secundaria. Ejercicios con información de la cohorte de 2012 como cohorte y a siete años de graduados de secundaria muestra que las series anteriores y posteriores a SPP se superponen por completo. Los resultados están disponibles a través de los autores.

Figura 11– Equidad en ingresos laborales



Notas: La figura presenta los ingresos formales (expresados como porcentaje del SMLV) de los individuos elegibles por necesidad ocho años después de terminar la escuela secundaria, en función de la distancia al corte de mérito. A los individuos sin empleo formal se les asignan ingresos formales iguales a cero. La figura muestra el impacto en equidad que trajo SPP comparando aquellos que presentaron las pruebas Saber 11 en 2014 (en rojo) y tres series placebo: estudiantes elegibles y no elegibles por Sisbén que presentaron las Saber 11 en 2012 y 2013, antes del programa SPP (en negro y gris, respectivamente) y no elegibles por Sisbén que presentaron las Saber 11 en 2014 (en azul). Los estudiantes no elegibles por Sisbén son aquellos cuyo puntaje en el Sisbén está por encima del corte de elegibilidad de SPP y aquellos sin puntaje Sisbén. Fuentes: Cálculos de los autores con base en Saber 11 (ICFES), Sisbén (DNP) y PILA (MinSalud).

Es importante entender las implicaciones en el análisis de estos resultados de entrada al mercado laboral formal. Por un lado, al medir los impactos en ingresos laborales utilizando datos administrativos ligados a pagos en seguridad social estamos ignorando los ingresos que pueden devengar aquellos trabajadores informales que reciben ingresos positivos. Si los jóvenes no elegibles tienen mayor probabilidad de trabajar informalmente, al asignarles un ingreso igual a cero las estimaciones presentadas tendrían un sesgo positivo. Sin embargo, la tasa de informalidad es sólo del 7,9% para los trabajadores con más de 13 años de educación (CEDLAS y Banco Mundial). Además, la Tabla 1 muestra que más del 77% de los estudiantes de control en el límite de mérito y más del 85% de los estudiantes de control en el límite de necesidad alcanzan al menos 13 años de educación. Como resultado, es probable que la tasa de informalidad sea relativamente baja para nuestra población de estudio. Por otro lado, los estudiantes de posgrado también aparecen con cero ingresos formales en los datos. Dado que la ayuda financiera aumenta la probabilidad de inscribirse en un programa de posgrado, esto sesgaría negativamente los impactos estimados. Es importante en el futuro complementar estos análisis con información del mercado laboral en el mediano plazo, así como con información de la participación e ingresos laborales en el mercado de trabajo informal de aquellos que no logran insertarse en el mercado formal.

3.5 Impactos heterogéneos de acuerdo con características socioeconómicas pretratamiento

Esta sección resume los impactos heterogéneos de SPP en los resultados educativos y laborales de los jóvenes elegibles al programa. Específicamente, comparamos los efectos de forma reducida de ayuda financiera para acceso a la universidad, calidad, obtención de un título profesional, calidad de los aprendizajes e ingresos ocho años después de finalizar la escuela secundaria. Analizamos los efectos según las características individuales, del hogar y de la escuela secundaria antes de que se anunciara el programa. Los resultados se presentan en las figuras A9 a A13 en el Apéndice.

En general, SPP generó impactos positivos y significativos en prácticamente todos los individuos sin importar las características de línea base que ellos tuviesen. Sin embargo, hay tres fuentes principales de heterogeneidad. Primero, SPP tiene el mayor impacto en los estudiantes de escuelas desfavorecidas. Estudiantes que se graduaron de escuelas secundarias con puntajes Saber 11 más bajos y cuyos alumnos asisten con menor probabilidad a las universidades acreditadas experimentan mayores ganancias en acceso a la universidad, graduación, aprendizaje e ingresos. Sin embargo, los efectos son ruidosos cuando se analizan impactos alrededor del punto de corte de necesidad debido al número limitado de estudiantes elegibles por mérito de estas escuelas (2%). Segundo, las mujeres se benefician en mayor proporción de la ayuda financiera para acceder y graduarse de IES acreditadas. Sin embargo, sus ganancias en aprendizaje e ingresos son similares a las de los hombres, ya que tienden a graduarse en campos con menores retornos, como ciencias sociales y humanidades (Figura A.13).

En tercer lugar, los estudiantes universitarios de primera generación se benefician tanto de la ayuda financiera como los estudiantes con padres con educación universitaria. Además, los estudiantes urbanos tienen efectos mayores y más precisos. Esto se debe a que son la mayoría tanto para el grupo de jóvenes elegibles por necesidad (75%) como por mérito (90%). Sin embargo, la ayuda financiera también beneficia a los estudiantes rurales. En cuanto al origen étnico, dado que tan solo un porcentaje pequeño se autoidentificaron como pertenecientes a uno de estos grupos (menos del 5% en esta población) los análisis bajo esta característica se ven limitados. Sin embargo, para aquellos jóvenes de estos grupos que persisten en la universidad demuestran mejores resultados de aprendizaje, aunque el impacto en los ingresos sigue siendo incierto.

4. Impactos en los jóvenes no beneficiarios

Los importantes impactos de SPP en acceso y graduación universitaria de jóvenes elegibles, así como los incrementos en los niveles de aprendizaje e inserción en el mercado laboral formal pueden tener poco impacto en el bienestar general de la sociedad si los beneficiarios desplazan a los no elegibles de la entrada a programas profesionales en IES de alta calidad. Esta sección analiza esta posibilidad al estimar los impactos que SPP trajo a todos los jóvenes que presentaron las pruebas Saber 11 en el segundo semestre de 2014.

Específicamente, calculamos los impactos generales en acceso inmediato al sistema de educación superior, graduación y aprendizajes en dicho nivel educativo, así como los ingresos

laborales formales para estos jóvenes, evaluando quien ganó o perdió debido a SPP. Para ello utilizamos una estrategia de diferencias en diferencias, en donde comparamos los resultados de los jóvenes que tomaron el examen Saber 11 en el segundo semestre de 2012, 2013 y 2014; es decir, antes y después de SPP. Además, comparamos los impactos de acuerdo con el decil en el que se ubican los estudiantes en la prueba Saber 11 ya que esto determina de manera específica la elegibilidad al programa y al acceso a la universidad en general. Específicamente, los estudiantes en el decil superior son elegibles por mérito para SPP y potencialmente directamente afectados por el programa. Por el contrario, los estudiantes ubicados entre el noveno y sexto decil al no ser elegibles pueden potencialmente ser desplazados por los beneficiarios del SPP. Por último, es posible intuir que los estudiantes que puntúan entre el primer y quinto decil tienen bajas probabilidades de ser admitidos en universidades de alta calidad antes y después SPP y, por lo tanto, es probable que no se vean afectados por la política. La siguiente especificación captura la intuición de esta estrategia de identificación:

$$Y_{i,d,t} = \alpha + \delta_d + \gamma_t + \sum_{k=6, k \neq \{1,5\}}^{10} \beta_k \cdot 1(d = k) \times 1(t = 2014) + \epsilon_{i,d,t} \quad (1)$$

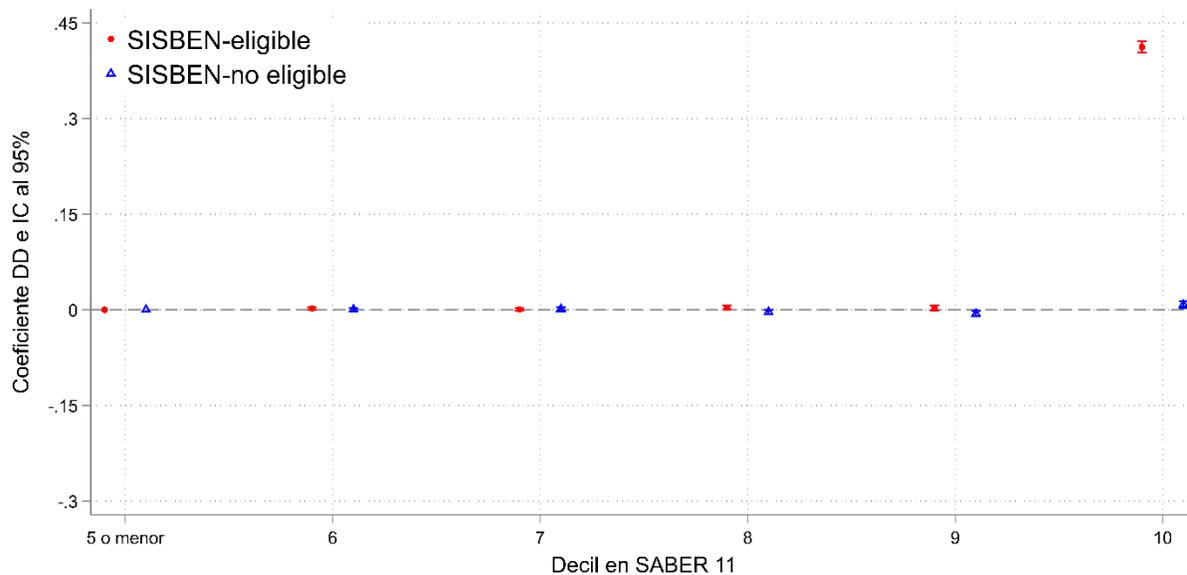
donde $Y_{i,d,t}$ es el resultado para el individuo i que presentó las pruebas Saber 11 en el año t y su puntaje lo ubicó en el decil d ; δ_d son las dummies de los deciles de Saber 11 (siendo los deciles 1 a 5 la categoría omitida al ser los estudiantes con la probabilidad más baja de ser admitidos en IES acreditadas), γ_t son las dummies de año de presentación del examen y ϵ_i es el término de error específico del individuo.

Es probable que los impactos de la ayuda financiera varíen a lo largo de la distribución de riqueza dado que la capacidad de pago de las familias juega un papel crucial en la elección de la universidad por parte de los jóvenes que asisten a este nivel educativo en el país. Por esta razón, presentamos los resultados separadamente por elegibilidad de acuerdo con el puntaje Sisbén. Casi el 53% de los estudiantes son elegibles a SPP en base al criterio de necesidad de acuerdo con el puntaje Sisbén. El restante 47% de los jóvenes bachilleres de 2014 no son elegibles por necesidad para SPP debido a que (1) no cuentan con un puntaje Sisbén, o; (2) su puntuación del Sisbén está por encima del límite establecido por el programa. De aquí en adelante nos referiremos a los estudiantes elegibles y no elegibles de acuerdo con el puntaje Sisbén como jóvenes de bajo y alto estrato socioeconómico, respectivamente. Estimamos la especificación (1) para ambos grupos de jóvenes por separado.

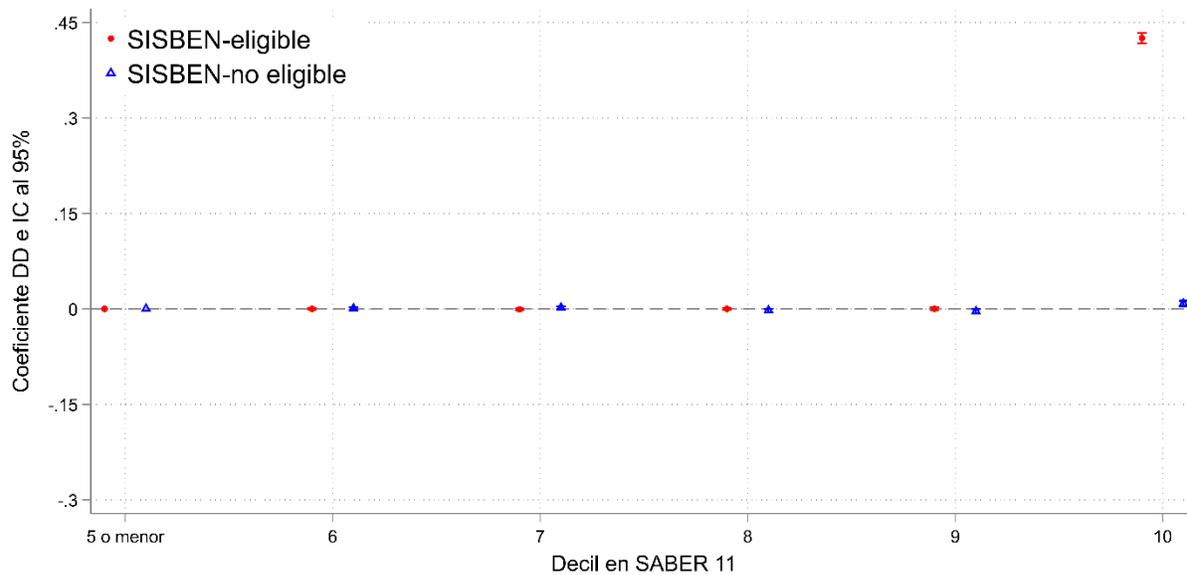
Bajo dicha especificación, los impactos de SPP deberían ser capturados por los coeficientes β_k . Específicamente, mientras β_{10} para estudiantes de bajos recursos captura el efecto directo de SPP, β_{10} para estudiantes de estratos socioeconómicos altos captura el impacto de "desplazamiento" de la política. Por ejemplo, si los beneficiarios del SPP expulsan a los estudiantes de estratos socioeconómicos altos y que se ubican también en el decil 10 de la prueba Saber 11, β_{10} para este grupo de jóvenes sería negativo y estadísticamente significativo.

Figura 12– Impactos de SPP en acceso inmediato para jóvenes elegibles y no elegibles

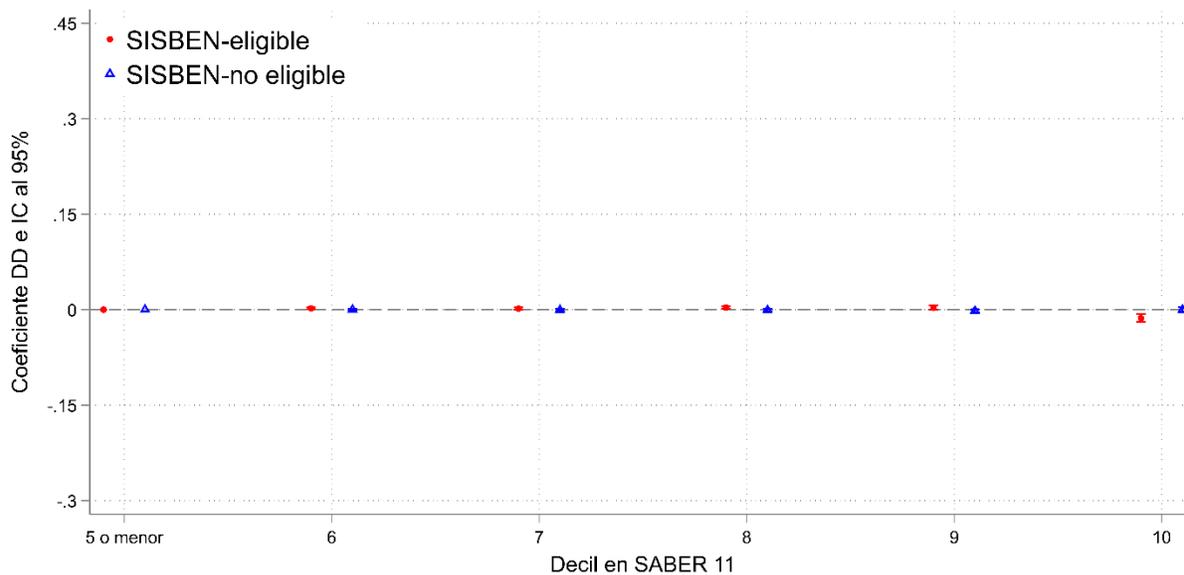
(a) Acceso IES acreditadas



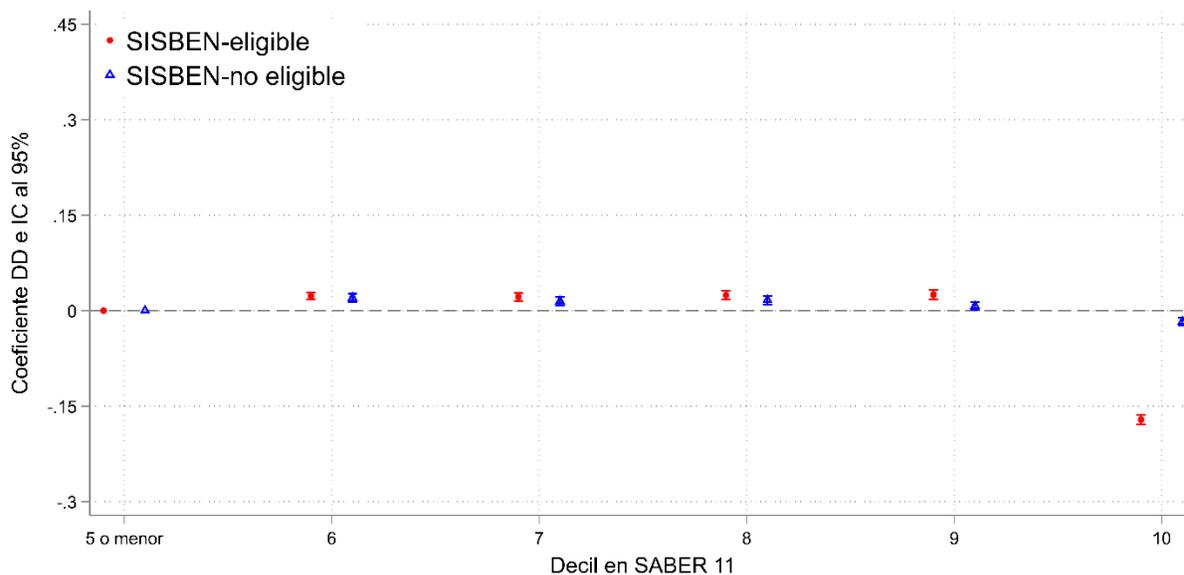
(b) Acceso IES acreditadas privadas



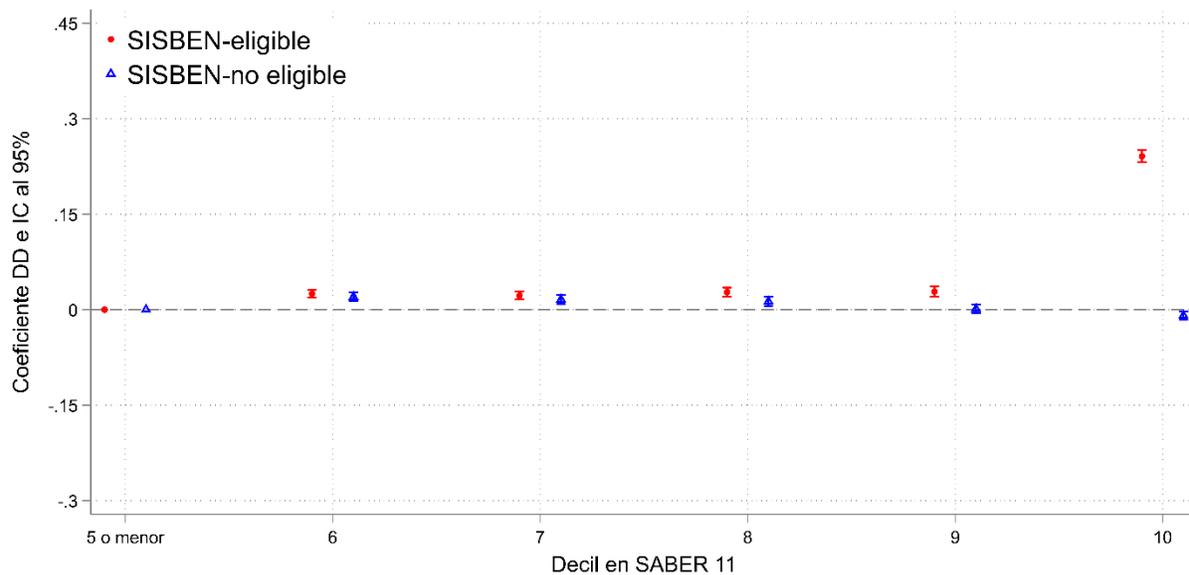
(c) Acceso IES acreditadas públicas



(d) Acceso IES no acreditadas



(e) Acceso a cualquier IES



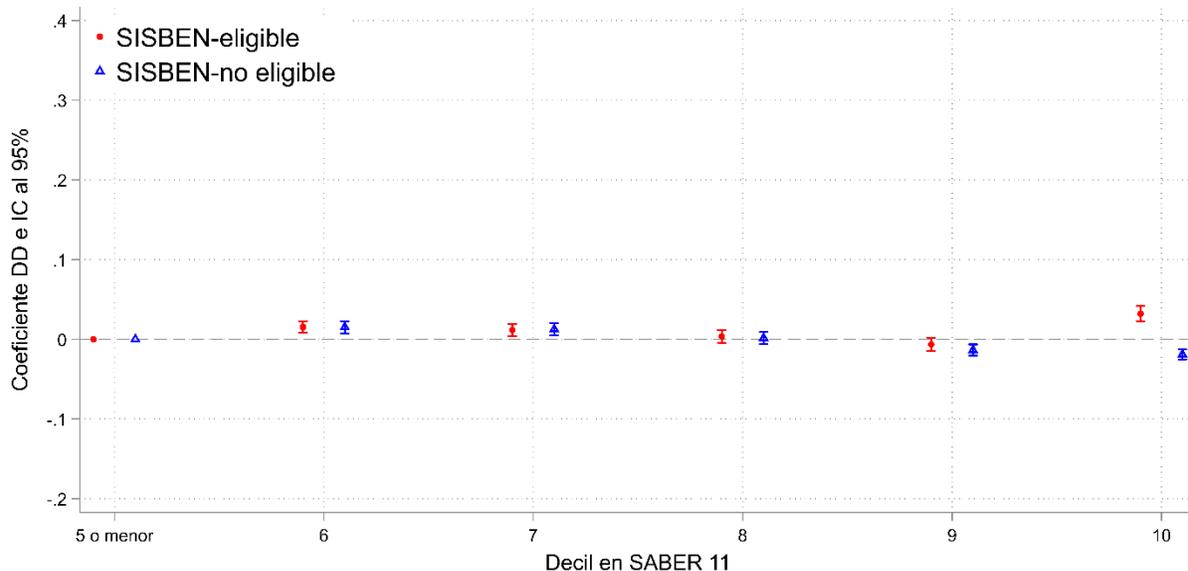
Notas: Esta figura muestra los coeficientes β_k y los intervalos de confianza del 95% de la Especificación (1) para jóvenes elegibles y no elegibles a SPP. En rojo se presentan los coeficientes para los estudiantes de estratos socioeconómicos bajos, mientras que en azul se presentan los coeficientes para aquellos estudiantes de estratos socioeconómicos altos. Cada panel corresponde a un resultado de interés diferente: (a) acceso inmediato a IES acreditadas; (b) acceso inmediato a IES acreditadas privadas; (c) acceso inmediato a IES acreditadas públicas; (d) acceso inmediato a IES acreditadas no acreditadas; (e) acceso inmediato a cualquier tipo de IES. Fuentes: Cálculos de los autores con base Saber 11 (ICFES), Sisbén (DNP) y SNIES (MEN).

La Figura 12 presenta los coeficientes β_k y los intervalos de confianza del 95% de la especificación (1) cuando la variable de interés es el acceso inmediato a un programa universitario. Los marcadores en rojo y azul distinguen entre estudiantes de bajo y alto nivel socioeconómico, respectivamente. Los paneles (a) a (d) se centran en la probabilidad de acceso de IES acreditadas, IES acreditadas privadas, IES acreditadas públicas e IES no acreditadas sin importar su naturaleza, respectivamente. El Panel (e) examina el acceso inmediato en general a cualquier IES. Los resultados del DD son consistentes con el análisis del RD: SPP incrementó de manera significativa la probabilidad de acceso inmediato a IES acreditadas para aquellos estudiantes en el decil superior de la prueba Saber 11 pertenecientes a familias de estrato socioeconómico bajo.

Además, es importante destacar que el análisis de la DD revela que SPP no condujo al desplazamiento de jóvenes no beneficiarios del sistema de educación superior colombianos. Por el contrario, a medida que los beneficiarios de SPP eligieron las universidades acreditadas en lugar de las no acreditadas, éstas últimas llenaron sus vacantes con estudiantes ubicados en deciles de la prueba Saber 11 inferiores al decil 10, mejorando así el acceso inmediato a la educación superior para ellos. Además, los estudiantes de estratos socioeconómicos altos, que no eran elegibles para SPP, no fueron desplazados de las instituciones acreditadas tampoco. Esto se explica por el aumento en número de estudiantes atendidos en las instituciones privadas,

más no en las públicas, las cuales probablemente estaban ya atendiendo al número máximo de alumnos posibles (ver Figura A14 en el apéndice).

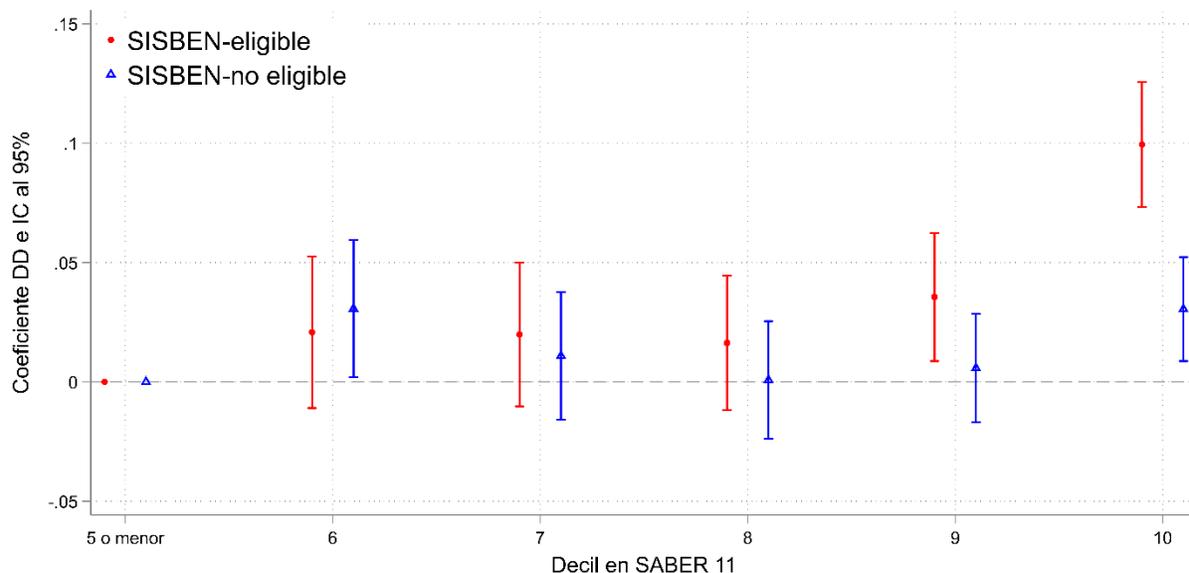
Figura 13– Impactos de SPP en graduación para jóvenes elegibles y no elegibles



Notas: Esta figura muestra los coeficientes β_k y los intervalos de confianza del 95% de la Especificación (1) para jóvenes elegibles y no elegibles a SPP. En rojo se presentan los coeficientes para los estudiantes de estratos socioeconómicos bajos, mientras que en azul se presentan los coeficientes para aquellos estudiantes de estratos socioeconómicos altos. Cada panel corresponde a un resultado de interés diferente: (a) graduación de IES acreditadas; (b) graduación de IES acreditadas privadas; (c) graduación de IES acreditadas públicas; (d) graduación de IES acreditadas no acreditadas; (e) graduación de cualquier tipo de IES. Fuentes: Cálculos de los autores con base en Saber 11 (ICFES), Sisbén (DNP) y SNIES (MEN).

Los críticos de la expansión de la educación de élite a menudo plantean preocupaciones sobre las posibles desventajas que esta podría traer en términos de la calidad educativa brindada por los programas, así como los retornos que los títulos otorgados por estas podrían tener. Las figuras 13 y 14 analizan esta posibilidad al presentar gráficamente los resultados de la estimación (1) cuando las variables de interés son graduación y resultados en las pruebas Saber Pro. Como es posible observar, pareciera haber un impacto marginalmente negativo para estudiantes de estratos económicos altos del decil superior en graduación. Sin embargo, esto se explica por una menor graduación de IES sin acreditación, resultados que puede ser consecuencia a la vez de una menor entrada a este tipo de instituciones por parte de este grupo de jóvenes después de SPP. Congruente con lo anterior, la Figura 14 demuestra que jóvenes del decil superior de estratos socioeconómicos altos también se beneficiaron en el nivel de aprendizaje después del programa. Finalmente, la Figura 15 descarta cualquier impacto negativo en los resultados del mercado laboral. De hecho, los ingresos laborales formales de jóvenes de todos los estratos socioeconómicos por encima del decil siete de la prueba Saber 11 se vieron beneficiados después de la implementación de SPP.

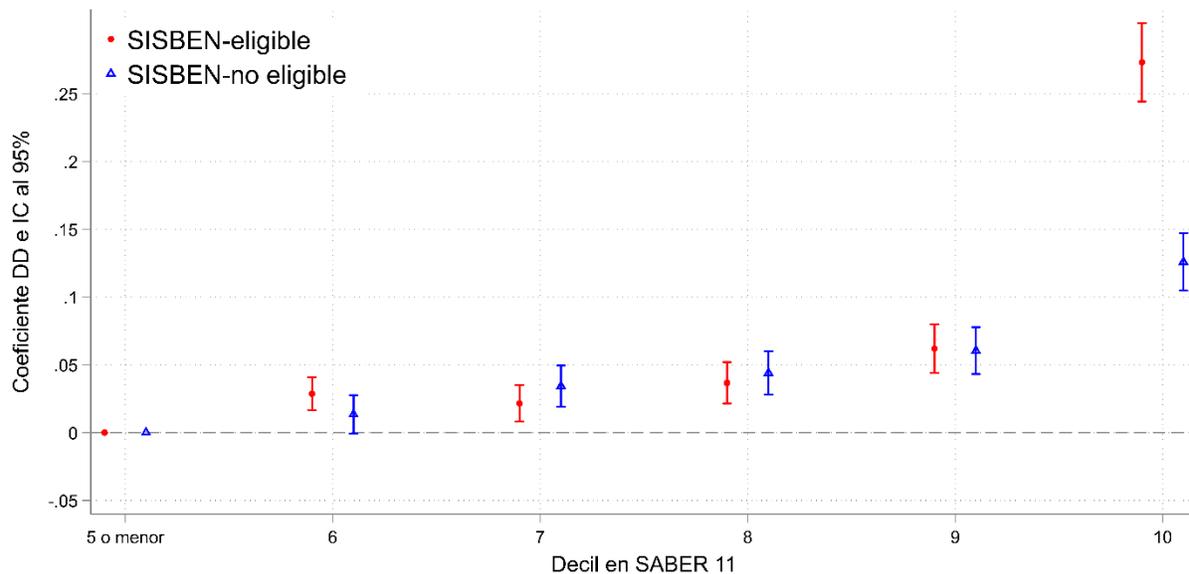
Figura 14– Impactos de SPP en calidad de aprendizaje en la educación superior para jóvenes elegibles y no elegibles



Notas: Esta figura muestra los coeficientes β_k y los intervalos de confianza del 95% de la Especificación (1) para jóvenes elegibles y no elegibles a SPP. En rojo se presentan los coeficientes para los estudiantes de estratos socioeconómicos bajos, mientras que en azul se presentan los coeficientes para aquellos estudiantes de estratos socioeconómicos altos. La variable dependiente es el desempeño en la prueba Saber Pro. Fuentes: Cálculos de los autores con base en Saber 11 (ICFES), Sisbén (DNP) y SNIES (MEN).

Así, en lugar de causar efectos adversos, SPP generó impactos positivos indirectos sobre los jóvenes no beneficiarios del programa. Este resultado se podría atribuir a diversos factores. Primero, puede deberse a un efecto de cambios en la composición de los pares académicos que SPP incentivó. A medida que los estudiantes de bajo nivel socioeconómico y de alto rendimiento académico entraron a IES acreditadas privadas, mejoró la calidad promedio de sus estudiantes en casi 5% (Figura A.14). Este cambio puede haber desencadenado un efecto de pares positivo para estudiantes de estratos socioeconómicos altos, que estuvieron expuestos a compañeros más capaces y potencialmente experimentados. Además, los beneficios de estudiar junto a un grupo de pares socioeconómicamente más diverso, podría también explicar y desempeñar un papel en las mejoras en los aprendizajes observados (Londoño-Vélez, 2022). Finalmente, las gráficas presentadas muestran que, la calidad promedio de los estudiantes en universidades no acreditadas no disminuyó a pesar de las sillas vacías que dejaron los beneficiarios. En cambio, parece que los estudiantes que tomaron el lugar de ellos en las IES no acreditadas exhibieron una mejora en sus aprendizajes. Esto, combinado con su mejor acceso a la universidad, puede a su vez explicar las mejoras en ganancias laborales formales evidenciadas. En resumen, no hay impactos negativos evidentes de SPP. De hecho, parece haber generado efectos indirectos positivos, mejorando los resultados para todos los estudiantes de la cohorte que se graduó de la escuela secundaria a finales de 2014. Esto pone de relieve cómo SPP ayudó a aumentar equidad y eficiencia en todos los ámbitos.

Figura 15– Impactos de SPP en el mercado laboral formal para jóvenes elegibles y no elegibles



Notas: Esta figura representa los coeficientes β_x y los intervalos de confianza del 95% de la Especificación (1) para jóvenes elegibles y no elegibles a SPP. En rojo se presentan los coeficientes para los estudiantes de estratos socioeconómicos bajos, mientras que en azul se presentan los coeficientes para aquellos estudiantes de estratos socioeconómicos altos los cuales representan el impacto de la expansión de SPP en el mercado laboral formal. En el Panel (a) la variable de interés es el empleo formal, en el panel (b) los ingresos laborales (medidos en múltiplos del salario mínimo mensual e incluyendo ceros), mientras que en el panel (c) se presentan los impactos en el logaritmo de esta última variable. El grupo de comparación se basa en la cohorte de 2013 ya que la pandemia afectó los ingresos de la cohorte de 2012 ocho años después de la escuela secundaria. Los resultados muestran que SPP impacto de manera positiva incluso para aquellos jóvenes no beneficiarios de estratos socioeconómicos altos y bajos y con distintos niveles de habilidad medidas por las pruebas Saber 11. Fuentes: Cálculos de los autores con base en Saber 11 (ICFES), Sisbén (DNP) y PILA (MinSalud).

5. Estimación del costo-beneficio

Para evaluar la posible rentabilidad de SPP, llevamos a cabo un estudio prospectivo de análisis de costo-beneficio utilizando el concepto del valor marginal de los fondos públicos (VMFP). Siguiendo la metodología de Hendren y Sprung-Keyser (2020), comparamos el impacto de SPP en los ingresos vitales laborales proyectados de la primera cohorte del programa con los costos generales incurridos por el gobierno durante su implementación. En esta sección resumimos los principales supuestos y resultados de dicho análisis.

5.1 Estimación de las ganancias laborales

Para proyectar los impactos de SPP a lo largo del ciclo de vida de la primera cohorte, hacemos varias suposiciones. En primer lugar, suponemos que, un año después de graduarse de la escuela secundaria, los jóvenes de esta primera cohorte tienen todos en promedio 18 años, algo acorde a la edad que tenían al momento de graduarse según los datos de las pruebas Saber 11 (17 años en agosto de 2014 - Tabla A.2). En segundo lugar, suponemos una edad de jubilación de 60 años, consistente con la edad de jubilación actual de Colombia (57 años para las mujeres y 62 años para los hombres). En tercer lugar, estimamos el perfil de ingresos del ciclo de vida de

los impactados por SPP utilizando la trayectoria promedio de la población basada en la Gran Encuesta Integrada de Hogares (GEIH) de 2019, la principal encuesta de empleo e ingresos de Colombia.¹² En cuarto lugar, usamos los resultados de las estimaciones del RD-IV entre uno y ocho años después de la escuela secundaria, tratando las observaciones censuradas como ceros e incluyendo las pérdidas de ingresos entre los años uno y cinco después de haberse graduado de la escuela secundaria para los jóvenes elegibles, así como sus ganancias a partir del sexto año (Tabla 5). Seguimos a Hendren y Sprung-Keyser (2020), y proyectamos el aumento porcentual de las ganancias a ocho años estimado a lo largo del ciclo de vida para obtener los impactos en las ganancias para el resto de la vida de los jóvenes elegibles.¹³ Esta proyección supone un impacto porcentual constante en las ganancias a lo largo del tiempo a partir de los ocho años después de graduados de la secundaria. Este es un supuesto conservador por las razones discutidas en la Sección 3.4. En quinto lugar, convertimos los ingresos mensuales en ingresos anuales multiplicando por 12 y ajustando según la inflación utilizando el índice de precios al consumidor. Finalmente, descontamos todos los ingresos con una tasa del 3% hasta el año cero. La Tabla 5 muestra que SPP incrementó los ingresos vitalicios descontados en 110.283.598 pesos (US\$27.222) para aquellos estudiantes tratados cercanos al corte de puntaje de la prueba Saber 11 y en 82.790.624 pesos (US\$20.436) para aquellos cercanos al límite de Sisbén.

5.2 Estimación de costos directos e indirectos.

Para estimar los costos directos e indirectos de SPP seguimos la metodología utilizada por Angrist et al. (2021). Específicamente, el gasto en el programa SPP se calcula utilizando datos del ICETEX hasta ocho años después de haberse graduado la primera cohorte de la secundaria. Esta medida de gasto, denominada D_i , incluye el gasto educativo transferido a cada institución por estudiante de tiempo completo y el estipendio proporcionado a cada beneficiario. En el caso de las universidades privadas, el gasto educativo promedio por estudiante de tiempo completo transferido por el ICETEX corresponde al valor de la matrícula. Sin embargo, para las instituciones públicas, el gasto educativo promedio por estudiante de tiempo completo excede el costo de la matrícula. Esto se explica por los subsidios gubernamentales, que aseguran a esta población un descuento en el costo educativo que enfrentan. Utilizamos por tanto el costo real de educación por estudiante en cada institución, congruente con las transferencias efectivas del ICETEX a estas. Los gastos se presentan en la Tabla 5, en donde el gasto es igual a cero para los jóvenes no beneficiarios del programa SPP quienes no reciben ninguna ayuda directa del programa.

¹² Dejamos de lado a las personas que están inactivas en la fuerza laboral, fuera de los núcleos municipales (cabeceras municipales), menores de 18 años, mayores de 60 años o sin título de escuela secundaria.

¹³ Congruente con los resultados obtenidos bajo la asignación en base a Sisbén, suponemos que no hay ningún impacto negativo en los ingresos en los años 1 y 2 después de la escuela secundaria, y que no hay impactos positivos en los ingresos en los años 5 y 6 ya que estas estimaciones no son estadísticamente significativas al nivel del 10% (Tabla VII).

La implementación del programa SPP puede aumentar indirectamente el gasto educativo del gobierno al influir en la duración de los programas escogidos y fomentar a estudiantes a obtener títulos en instituciones más caras. Para capturar este gasto gubernamental indirecto del programa, introducimos una medida llamada costos de asistencia a la universidad (CAU_i). Calculamos el CAU_i para todos los estudiantes alguna vez matriculados en cualquier programa universitario dentro de los seis años posteriores a la finalización de la escuela secundaria, según los datos del SNIES. Esta medida se centra en el gasto educativo promedio por estudiante inscrito en programas de tiempo completo en instituciones públicas. Para los no beneficiarios que asisten a instituciones privadas asumimos que las matrículas pagadas por ellos cubren todos los costos educativos sin ningún costo adicional para el gobierno. Para estimar los costos de estudiantes en IES públicas acreditadas utilizamos los datos de ICETEX. Para estudiantes en IES públicas no acreditadas utilizamos los estados financieros y balances reportados por las universidades al Ministerio de Educación de Colombia.¹⁴ Descontamos D_i y CAU_i al año 1 a una tasa del 3%.

Las estadísticas de la Tabla 5 muestran la diferencia entre los costos directos (D_i) e indirectos (CAU_i) de la ayuda financiera. D_i asciende a 78.335.884 pesos (US\$ 19.336) en el ancho de banda óptimo cuando se utiliza la prueba Saber 11 como variable de asignación y a 86.192.140 pesos (US\$21.275) cuando se utiliza el puntaje Sisbén. Las diferencias surgen en el hecho que los estudiantes de este último corte tienen mayor probabilidad de asistir a la universidad y lo hacen en instituciones más costosas. Por su parte, el CAU_i asciende a 51,083,113 pesos (US\$12,609) en el corte de la Saber 11 y a 47.786.944 pesos (US\$11,796) en el corte de Sisbén.

5.3 El Valor Marginal de los Fondos Públicos (VMFP)

En nuestro análisis, las ganancias observadas después de impuestos y transferencias representan la disposición a pagar por parte de individuos que cambian su comportamiento debido a SPP. La disposición total a pagar se calcula sumando el valor presente de los ingresos laborales obtenidos de por vida (deduciéndole los impuestos y transferencias que asumimos a una tasa de 19%, similar a estudios anteriores como Angrist et al., 2021; Hendren y Sprung-Keyser, 2020) y el valor de la transferencia educativa recibida gracias a SPP. La Tabla 5 muestra por tanto una disposición a pagar de 167.665.598 pesos (US\$ 41.386) para aquellos en el ancho de banda óptimo alrededor de la prueba Saber 11 y de 153,252,546 pesos (US\$37,828) para aquellos que se encuentran alrededor del Sisbén.

La tasa impositiva del 19% sobre las ganancias laborales a lo largo de la vida de los jóvenes beneficiarios, reduce los costos del programa en la misma cantidad que la reducción en la disposición total a pagar. Con base en la Tabla 5, los costos directos de SPP (D_i) son por tanto

¹⁴ Para instituciones que no divulgan información sobre gastos educativos promedio, como por ejemplo el SENA, nos basamos en los gastos educativos promedio de los estudiantes de tiempo completo matriculados en el mismo tipo de programa, tipo de institución (privada o pública) y calidad institucional (acreditada o no acreditada). Además, el cálculo del costo de asistencia no incluye gastos de libros, suministros, alojamiento, transporte, o variaciones en el costo marginal de educar a diferentes tipos de estudiantes con diferentes niveles de apoyo académico.

57.382.000 pesos (US\$14,164) alrededor del Saber 11 y de 70,461,922 pesos (US\$17,393) alrededor del Sisbén. Esto implica un VMFP de 2.92 (Saber 11) y 2.17 (Sisbén), lo que indica que cada dólar de gasto público en el programa SPP genera \$2,92 y \$2,17 de beneficios privados, respectivamente. Al considerar el impacto en el costo de la asistencia a la universidad (CAU), el VMFP se duplica a 5,56 (Saber 11) y 4,78 (Sisbén).

El VMFP estimado para SPP es más alto que aquellos que se han obtenido en estudios de otros programas de ayuda financiera a estudiantes universitarios alrededor del mundo (Hendren y Sprung-Keyser, 2020; y Angrist et al., 2021).¹⁵ Además, es importante mencionar que las estimaciones de costo-beneficio de SPP acá presentadas, pueden subestimar el verdadero valor del programa debido a varias razones. En primer lugar, pasan por alto los beneficios no pecuniarios de educación, como mejora de la salud, perspectivas de matrimonio y reducción del gasto público sobre atención sanitaria y justicia penal. En segundo lugar, no tienen en cuenta las perspectivas económicas futuras que seguramente se generarán con los mayores retornos laborales que tendrán estas cohortes en el mercado, particularmente teniendo en cuenta que una proporción importante de jóvenes beneficiarios escogieron carreras dentro de las áreas STEM. Por último, nuestras estimaciones ignoran los posibles efectos indirectos sobre los no receptores, como mayor asistencia a la universidad y mayores ingresos, que se presentaron anteriormente.

6. Conclusiones

Este documento analiza los impactos que trajo SPP en las inversiones de capital humano y movilidad social en un contexto de mercados financieros imperfectos. El análisis aprovecha las bases de datos administrativas de Colombia, donde gracias al programa se expandió masivamente la ayuda financiera para estudiantes de alto rendimiento académico y bajos ingresos. Utilizando una metodología de RD, estimamos los impactos de la ayuda financiera en los resultados educativos y del mercado laboral ocho años después de que los jóvenes elegibles terminaran la escuela secundaria. Encontramos que los mercados financieros imperfectos previenen las inversiones en capital humano, afectando la capacidad de los estudiantes de bajo nivel socioeconómico para acceder a universidades, especialmente universidades de alta calidad. Además, al relajar las restricciones financieras, SPP aumenta la acumulación de capital humano de los estudiantes elegibles mediante la expansión en acceso a universidades con mayor valor agregado de aprendizaje. Gracias a su impacto en la acumulación de capital humano, la ayuda financiera también impulsa la movilidad social, aumentando los salarios de los estudiantes beneficiarios en el mercado laboral formal. Como resultado, SPP logró cerrar las brechas en logros universitarios, aprendizaje e ingresos laborales existentes entre estudiantes de igual rendimiento académico y distintos estratos socioeconómicos. Asimismo, se puede concluir que todos los impactos positivos encontrados surgen de un aspecto clave en el diseño de SPP: el acceso a IES de alta calidad.

¹⁵ Por ejemplo, SPP supera el VMFP del programa STBF de Nebraska (1,75), el HAIL de Michigan Beca (1.30), el programa Wisconsin Scholars Grant (1.43), la Beca HOPE de Georgia (4.0), Becas Pell de Ohio (2,49), Becas Pell para adultos (2,18), Beca HOPE de Tennessee (1,86) y Programa Promesa de Kalamazoo (1.93).

Usando diferencias en diferencias, mostramos que algunos estudiantes de menor rendimiento académico disminuyeron su acceso a universidades privadas de alta calidad, pero compensaron esto con tasas de inscripción más altas en otros tipos de universidades, con pocos cambios en ingreso a la universidad en general a largo plazo. Mas aun, a pesar de entrar a IES no acreditadas, no encontramos evidencia de impactos negativos en las ganancias de este grupo. Por lo tanto, los beneficios de ampliar la ayuda financiera y el acceso a universidades de alta calidad no son un juego de suma cero.

Existen preguntas puntuales que no son posibles de responder con los datos disponibles y se dejan para futuras investigaciones. Primero, SPP orientó a los estudiantes hacia universidades de alta calidad que son más costosas y que los jóvenes desertores deben pagar en caso de no culminar sus programas académicos. Comprender los efectos de una mayor deuda contraída por deserción es crucial para evaluar los beneficios del programa en relación con su medida de costos. Sin embargo, esto requiere observar los resultados obtenidos por estos jóvenes varios años (posiblemente décadas) después de la deserción, lo que actualmente no es factible. En segundo lugar, futuras investigaciones deben comparar los ingresos laborales de mediano y largo plazo de beneficiarios y no beneficiarios de SPP. Esto permitiría comprender si los resultados positivos de mercado laboral encontrados en el corto plazo permanecen, aumentan o se desvanecen en el tiempo concentrándose en jóvenes de hogares de estrato socioeconómico alto, similar a lo encontrado por Zimmerman (2019).

7. Referencias

Andrews, Rodney J., Jing Li, and Michael F. Lovenheim, “Quantile Treatment Effects of College Quality on Earnings,” *The Journal of Human Resources*, 2016, 51 (1), 200–238.

Anelli, Massimo, “The Returns to Elite University Education: a Quasi-Experimental Analysis,” *Journal of the European Economic Association*, 01 2020, 18 (6), 2824–2868.

Angrist, Joshua, David Autor, and Amanda Pallais, “Marginal Effects of Merit Aid for LowIncome Students,” *The Quarterly Journal of Economics*, 12 2021, 137 (2), 1039–1090.

Barrera-Osorio, F. and D. Filmer, “Incentivizing Schooling for Learning: Evidence on the Impact of Alternative Targeting approaches,” *Journal of Human Resources*, 2016, 51 (2), 461– 499.

Barrera-Osorio, Felipe and Hernando Bayona-Rodríguez, “Signaling or better human capital: Evidence from Colombia,” *Economics of Education Review*, 2019, 70 (C), 20–34.

Bernal, Gloria L. and Jeffrey Penney, “Scholarships and student effort: Evidence from Colombia’s Ser Pilo Paga program,” *Economics of Education Review*, 2019, 72, 121–130.

Bettinger, E., O. Gurantz, L. Kawano, and B. Sacerdote, “The Long Run Impacts of Merit Aid: Evidence from California’s Cal Grant,” *American Economic Journal: Economic Policy*, 2019, 11 (1), 64–94.

Bettinger, Eric, “Need-Based Aid and College Persistence: The Effects of the Ohio College Opportunity Grant,” *Educational Evaluation and Policy Analysis*, 2015, 37 (1_suppl), 102S–119S.

Black, Dan and Jeffrey Smith, “How robust is the evidence on the effects of college quality? Evidence from matching,” *Journal of Econometrics*, 2004, 121 (1-2), 99–124.

Black, Sandra E, Jeffrey T Denning, Lisa J Dettling, Sarena Goodman, and Lesley J Turner, “Taking It to the Limit: Effects of Increased Student Loan Availability on Attainment, Earnings, and Financial Well-Being,” Working Paper 27658, National Bureau of Economic Research August 2020.

Black, Sandra, Jeffrey T. Denning, and Jesse Rothstein, “Winners and Losers? The Effect of Gaining and Losing Access to Selective Colleges on Education and Labor Market Outcomes,” forthcoming.

Bleemer, Zachary, “Top Percent Policies and the Returns to Postsecondary Selectivity,” 2021. UC Berkeley Job Market Paper.

Bucarey, Alonso, Dante Contreras, and Pablo Muñoz, “Labor Market Returns to Student Loans for University: Evidence from Chile,” *Journal of Labor Economics*, 2020, 38 (4), 959– 1007.

Camacho, Adriana, Julian Messina, and Juan P. Uribe, “The expansion of higher education in Colombia: Bad students or bad programs?,” April 2016. IDB Discussion Paper 452.

Canaan, Serena and Pierre Mouganie, “Returns to Education Quality for Low-Skilled Students: Evidence from a Discontinuity,” *Journal of Labor Economics*, 2018, 36 (2), 395–436.

Card, David, “Chapter 30 - The Causal Effect of Education on Earnings,” in Orley C. Ashenfelter and David Card, eds., Orley C. Ashenfelter and David Card, eds., Vol. 3 of *Handbook of Labor Economics*, Elsevier, 1999, pp. 1801–1863. and Alex Solis, “Measuring the Effect of Student Loans on College Persistence,” *Education Finance and Policy*, 04 2022, 17 (2), 335–366.

Castleman, Benjamin L. and Bridget Terry Long, “Looking beyond Enrollment: The Causal Effect of Need-Based Grants on College Access, Persistence, and Graduation,” *Journal of Labor Economics*, 2016, 34 (4), 1023–1073.

Cattaneo, Matias D., Michael Jansson, and Xinwei Ma, “Simple Local Polynomial Density Estimators,” *Journal of the American Statistical Association*, 2020, 115 (531), 1449–1455. And Sebastian Calonico, and Rocio Titiunik, “Robust Nonparametric Confidence Intervals for Regression-Discontinuity Designs,” *Econometrica*, 2014, 82 (6), 2295–2326.

Cattaneo, M.D., M. Jansson, and X. Ma, “Manipulation Testing Based on Density Discontinuity,” January 2016.

Chetty, Raj, John N Friedman, Emmanuel Saez, Nicholas Turner, and Danny Yagan, “Income Segregation and Intergenerational Mobility Across Colleges in the United States*,” *The Quarterly Journal of Economics*, 02 2020, 135 (3), 1567–1633.

Clotfelter, Charles T., Steven W. Hemelt, and Helen F. Ladd, “Multifaceted Aid For LowIncome Students And College Outcomes: Evidence From North Carolina,” *Economic Inquiry*, January 2018, 56 (1), 278–303.

Cohodes, S.R. and J.S. Goodman, “Merit Aid, College Quality, and College Completion: Massachusetts’ Adams Scholarship as an In-Kind Subsidy,” *American Economic Journal: Applied Economics*, 2014, 6 (4), 251–285.

Colas, Mark, Sebastian Findeisen, and Dominik Sachs, “Optimal Need-Based Financial Aid,” *Journal of Political Economy*, 2021, 129 (2), 492–533.

Dale, Stacy B. and Alan Krueger, “Estimating the Effects of College Characteristics over the Career Using Administrative Earnings Data,” *Journal of Human Resources*, 2014, 49 (2).

Dale, Stacy Berg and Alan B. Krueger, “Estimating the Payoff to Attending a More Selective College: An Application of Selection on Observables and Unobservables*,” *The Quarterly Journal of Economics*, 11 2002, 117 (4), 1491–1527.

Denning, Jeffrey T., Benjamin M. Marx, and Lesley J. Turner, “ProPelled: The Effects of Grants on Graduation, Earnings, and Welfare,” *American Economic Journal: Applied Economics*, July 2019, 11 (3), 193–224.

Dillon, Eleanor Wiske and Jeffrey Andrew Smith, “The Consequences of Academic Match between Students and Colleges,” *Journal of Human Resources*, 2020, 55 (3), 767–808.

Dynarski, Susan, CJ Libassi, Katherine Micheltore, and Stephanie Owen, "Closing the Gap: The Effect of Reducing Complexity and Uncertainty in College Pricing on the Choices of Low-Income Students," *American Economic Review*, June 2021, 111 (6), 1721–56.

Lindsay C Page, and Judith Scott-Clayton, "College Costs, Financial Aid, and Student Decisions," Working Paper 30275, National Bureau of Economic Research July 2022.

Eng, Amanda and Jordan Matsudaira, "Pell Grants and Student Success: Evidence from the Universe of Federal Aid Recipients," *Journal of Labor Economics*, 2021, 39 (S2), S413–S454.

Fack, Gabrielle and Julien Grenet, "Improving College Access and Success for Low-Income students: Evidence from a Large Need-based Grant Program," *American Economic Journal: Applied Economics*, 2015, 7 (2), 1–34.

Ferreira, Maria M., Ciro Avitabile, Javier Botero, Francisco Haimovich, and Sergio Urzúa, *At a Crossroads: Higher Education in Latin America and the Caribbean*, The World Bank, 2017.

Goldin, Claudia D. and Lawrence F. Katz, *The race between education and technology*, Belknap Press of Harvard University Press, 2008.

Goodman, Joshua, Michael Hurwitz, and Jonathan Smith, "Access to 4-Year Public Colleges and Degree Completion," *Journal of Labor Economics*, 2017, 35 (3), 829–867.

Hendren, Nathaniel and Ben Sprung-Keyser, "A Unified Welfare Analysis of Government Policies," *The Quarterly Journal of Economics*, 03 2020, 135 (3), 1209–1318.

Hoekstra, Mark, "The Effect of Attending the Flagship State University on Earnings: A Discontinuity-Based Approach," *The Review of Economics and Statistics*, 2009, 91 (4), 717–724.

Hoxby, C. and S. Turner, "Expanding College Opportunities for High-Achieving, Low Income Students," 2014. SIEPR Discussion Paper No. 12-014.

Hoxby, Caroline and Christopher Avery, "The Missing "One-Offs": The Hidden Supply of High-Achieving, Low-Income students," *Brookings Papers on Economic Activity*, 2013.

Jia, Ruixue and Hongbin Li, "Just above the exam cutoff score: Elite college admission and wages in China," *Journal of Public Economics*, 2021, 196 (C).

Kane, Thomas J. and Cecilia E. Rouse, "Labor-Market Returns to Two- and Four-Year College," *American Economic Review*, 1995, 85 (3), 600–614.

Kane, T.J., "A Quasi-Experimental Estimate of the Impact of Financial Aid on College-Going," May 2003. NBER Working Paper No. 9703.

Laajaj, Rachid, Andrés Moya, and Fabio Sánchez, "Equality of opportunity and human capital accumulation: Motivational effect of a nationwide scholarship in Colombia," *Journal of Development Economics*, 2022, 154, 102754.

Londoño-Vélez, Juliana, Catherine Rodríguez, and Fabio Sanchez, “Upstream and Downstream Impacts of College Merit-Based Financial Aid for Low-Income Students: Ser Pilo Paga in Colombia,” *American Economic Journal: Economic Policy*, May 2020, 12 (2), 193– 227.

Londoño-Vélez, Juliana, Catherine Rodríguez, and Fabio Sanchez, “Optimal Design of College Financial Aid,” 2022. and, Luis Esteban Álvarez, “Financial Aid and Social Mobility: Evidence from Colombia’s Ser Pilo Paga”, 2022.

Lovenheim, Michael F and Jonathan Smith, “Returns to Different Postsecondary Investments: Institution Type, Academic Programs, and Credentials,” Working Paper 29933, National Bureau of Economic Research April 2022.

MacLeod, W. Bentley, Evan Riehl, Juan E. Saavedra, and Miguel Urquiola, “The Big Sort: College reputation and labor market outcomes,” *American Economic Journal: Applied Economics*, 2017, 9 (3), 223–261.

Marx, Benjamin and Lesley J. Turner, “Borrowing Trouble? Human Capital Investment with Opt-In Costs and Implications for the Effectiveness of Grant Aid,” *American Economic Journal: Applied Economics*, April 2018, 10 (2), 163–201.

Mountjoy, Jack, “Community Colleges and Upward Mobility,” *American Economic Review*, forthcoming. and Brent R Hickman, “The Returns to College(s): Relative Value-Added and Match Effects in Higher Education,” Working Paper 29276, National Bureau of Economic Research September 2021.

Nguyen, Tuan D., Jenna W. Kramer, and Brent J. Evans, “The Effects of Grant Aid on Student Persistence and Degree Attainment: A Systematic Review and Meta-Analysis of the Causal Evidence,” *Review of Educational Research*, 2019, 89 (6), 831–874.

OECD, *Education in Colombia 2016*.

Education at a Glance 2018. OECD and The World Bank, *Reviews of National Policies for Education: Tertiary Education in Colombia*, OECD Publishing, 2012.

Oreopoulos, Philip and Uros Petronijevic, “Making College Worth It: A Review of the Returns to Higher Education,” *The Future of Children*, 2013, 23 (1), 41–65.

Pallais, Amanda and Sarah Turner, “Opportunities for Low-Income Students at Top Colleges and Universities: Policy Initiatives and the Distribution of Students,” *National Tax Journal*, 2006, 59 (2), 357–386.

Park, Rina Seung Eun and Judith Scott-Clayton, “The Impact of Pell Grant Eligibility on Community College Students’ Financial Aid Packages, Labor Supply, and Academic Outcomes,” *Educational Evaluation and Policy Analysis*, 2018, 40 (4), 557–585.

Riehl, Evan, Juan E. Saavedra, and Miguel Urquiola, “Learning and Earning: An Approximation to College Value Added in Two Dimensions,” in “Productivity in Higher Education” NBER Chapters, National Bureau of Economic Research, Inc, December 2018, pp. 105–132.

Rodríguez, Jorge, Sergio Urzúa, and Loreto Reyes, “Heterogeneous Economic Returns to Post-Secondary Degrees: Evidence from Chile,” 2016, 51 (2), 416–460.

Saavedra, Juan E., “The Learning and Early Labor Market Effects of College Quality: A Regression Discontinuity Analysis,” 2009. Job Market Paper.

Scott-Clayton, Judith, “On Money and Motivation: A Quasi-Experimental Analysis of Financial Incentives for College Achievement,” 46(3): 614-646.,” 2011, 46 (3), 614–646.

and Basit Zafar, “Financial aid, debt management, and socioeconomic outcomes: Postcollege effects of merit-based aid,” *Journal of Public Economics*, 2019, 170, 68–82.

Sekhri, Sheetal, “Prestige Matters: Wage Premium and Value Addition in Elite Colleges,” *American Economic Journal: Applied Economics*, July 2020, 12 (3), 207–25.

Solis, Alex, “Credit Access and College Enrollment,” *Journal of Political Economy*, 2017, 125 (2), 562–622.

Zimmerman, Seth, “The Returns to College Admission for Academically Marginal Students,” *Journal of Labor Economics*, 2014, 32 (4), 711–754., “Elite Colleges and Upward Mobility to Top Jobs and Top Incomes,” *American Economic Review*, 2019, 109 (1), 1–47.

8. Tablas

Tabla 1 – Impactos en acceso inmediato al sistema de educación superior

	Alguna IES 1	IES Acreditada con alta calidad			IES No Acreditada con alta calidad			Duración programa	
		Alguna IES	No Oficial	Oficial	Alguna IES	No Oficial	Oficial	Dos años	Cuatro años
		2	3	4	5	6	7	8	9
Panel A: Saber 11 es la variable de asignación									
Coefficiente RD	0.287 (0.011)	0.468 (0.009)	0.470 (0.009)	-0.004 (0.006)	-0.180 (0.009)	-0.065 (0.006)	-0.118 (0.007)	-0.062 (0.007)	0.346 (0.012)
Media del control	0.414	0.096	0.028	0.071	0.317	0.106	0.214	0.110	0.307
Observaciones	297,279	297,279	297,279	297,279	297,279	297,279	297,279	297,279	297,279
Ancho de banda	28.48	29.71	25.41	24.56	27.36	30.26	33.66	23.61	21.68
Observaciones control	29,368	30,526	24,714	23,070	27,607	32,363	37,647	21,963	18,948
Observaciones tratamiento	11,214	11,339	10,576	10,299	11,002	11,576	12,061	10,107	9,489
Panel B: Sisbén es la variable de asignación									
Coefficiente RD	0.226 (0.021)	0.420 (0.019)	0.477 (0.015)	-0.055 (0.015)	-0.190 (0.017)	-0.078 (0.011)	-0.113 (0.015)	-0.062 (0.010)	0.290 (0.020)
Media del control	0.535	0.241	0.073	0.169	0.293	0.113	0.181	0.093	0.442
Observaciones	22,552	22,552	22,552	22,552	22,552	22,552	22,552	22,552	22,552
Ancho de banda	11.24	12.41	14.68	12.14	11.55	11.86	10.89	11.40	12.21
Observaciones control	4,674	5,049	5,667	4,983	4,802	4,904	4,540	4,723	5,000
Observaciones tratamiento	4,797	5,230	6,021	5,158	4,907	5,051	4,652	4,849	5,181

Notas: Esta tabla presenta el impacto de la elegibilidad a SPP en el acceso inmediato a educación superior después de finalizada la educación secundaria utilizando una metodología de RD. La variable dependiente es el acceso por tipo de universidad (p. ej., alta calidad, baja calidad) y la duración del programa (dos o tres años versus cuatro o cinco años). El Panel A usa el puntaje de la prueba Saber 11 como la variable de asignación, restringiendo la muestra a los estudiantes elegibles por necesidad. El Panel B usa el puntaje Sisbén como la variable de asignación, restringiendo la muestra a los estudiantes elegibles al mérito. El coeficiente de forma reducida en la Columna (1) del Panel A sugiere que, para las personas elegibles por necesidad, la elegibilidad a SPP aumenta el acceso inmediato a educación superior en 28,7 p.p. o 69,5% con respecto a una media de control de 41,4%. Las estimaciones de RD y los errores estándar entre paréntesis se estiman con el paquete rdrobust (Cattaneo et al., 2014). Fuentes: Cálculos de los autores con base en Saber 11 (ICFES), Sisbén (DNP) y SNIES (MEN).

Tabla 2 – Impactos en acceso al sistema de educación superior 6 años después de graduados de educación media

	Alguna IES		IES Acreditada con alta calidad		IES No Acreditada con alta calidad			Duración programa	
	Alguna IES	No Oficial	Oficial	Alguna IES	No Oficial	Oficial	Dos años	Cuatro años	
	1	2	3	4	5	6	7	8	9
Panel A: Saber 11 es la variable de asignación									
Coeficiente RD	0.096 (0.010)	0.435 (0.009)	0.472 (0.010)	-0.039 (0.008)	-0.336 (0.012)	-0.120 (0.008)	-0.218 (0.010)	-0.121 (0.009)	0.212 (0.012)
Media del control	0.773	0.181	0.044	0.140	0.587	0.200	0.391	0.214	0.562
Observaciones	297,279	297,279	297,279	297,279	297,279	297,279	297,279	297,279	297,279
Ancho de banda	23.33	35.22	23.26	25.54	22.33	26.60	27.86	22.81	20.62
Observaciones control	21,963	41,192	21,963	24,714	20,459	25,871	27,607	20,459	17,966
Observaciones tratamiento	10,107	12,330	10,107	10,576	9,815	8,796	11,002	9,815	9,317
Panel B: Sisbén es la variable de asignación									
Coeficiente RD	0.049 (0.016)	0.363 (0.019)	0.474 (0.018)	-0.115 (0.018)	-0.308 (0.021)	-0.125 (0.015)	-0.182 (0.018)	-0.097 (0.013)	0.146 (0.019)
Media del control	0.851	0.359	0.096	0.264	0.492	0.199	0.293	0.148	0.703
Observaciones	22,552	22,552	22,552	22,552	22,552	22,552	22,552	22,552	22,552
Ancho de banda	9.33	12.43	11.36	11.04	9.62	10.38	10.48	12.21	9.66
Observaciones control	4,005	5,056	4,708	4,599	4,093	4,383	4,405	4,995	4,114
Observaciones tratamiento	4,012	5,240	4,837	4,717	4,130	5,234	4,478	5,179	4,149

Notas: Esta tabla presenta el impacto de la elegibilidad a SPP en el acceso a educación superior seis años después de finalizada la educación secundaria utilizando una metodología de RD. La variable dependiente es el acceso por tipo de universidad (p. ej., alta calidad, baja calidad) y la duración del programa (dos o tres años versus cuatro o cinco años). El Panel A usa el puntaje de la prueba Saber 11 como la variable de asignación, restringiendo la muestra a los estudiantes elegibles por necesidad. El Panel B usa el puntaje Sisbén como la variable de asignación, restringiendo la muestra a los estudiantes elegibles al mérito. El coeficiente de forma reducida en la Columna (2) del Panel A sugiere que, para las personas elegibles por necesidad, la elegibilidad a SPP aumenta el acceso a IES acreditada seis años después de graduación de la media en 43,5 p.p. o 240% con respecto a una media de control de 18,1%. Las estimaciones de RD y los errores estándar entre paréntesis se estiman con el paquete rdrobust (Cattaneo et al., 2014). Fuentes: Cálculos de los autores con base en Saber 11 (ICFES), Sisbén (DNP) y SNIES (MEN).

Tabla 3 - Impactos en graduación hasta siete años después de finalizada la escuela secundaria

	Título Universitario													
	IES Acreditada con alta calidad						IES No Acreditada con alta calidad			Área de estudio				
	Cualquier título	Título técnico o tecnológico	Alguna	Alguna IES	No Oficial	Oficial	Alguna IES	No Oficial	Oficial	STEM	STEM +	Artes	Ciencias Sociales y Hum.	Otra
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	
Panel A: Saber 11 es la variable de asignación														
Coefficiente RD	0.062 (0.012)	-0.101 (0.009)	0.156 (0.014)	0.323 (0.011)	0.345 (0.009)	-0.016 (0.006)	-0.161 (0.009)	-0.066 (0.006)	-0.080 (0.007)	0.086 (0.009)	0.123 (0.014)	0.016 (0.003)	0.032 (0.006)	-0.017 (0.005)
Media del control	0.584	0.184	0.403	0.097	0.031	0.063	0.304	0.108	0.148	0.138	0.301	0.005	0.051	0.048
Observaciones	297,279	297,279	297,279	297,279	297,279	297,279	297,279	297,279	297,279	297,279	297,279	297,279	297,279	297,279
Ancho de banda	22.71	22.97	18.78	19.70	28.25	20.94	30.76	30.68	25.16	25.08	17.78	26.38	27.21	24.59
Observaciones control	20,459	20,459	15,683	16,562	29,368	17,966	32,363	32,363	24,714	24,714	14,367	25,871	27,607	23,070
Observaciones tratamiento	9,815	9,815	8,796	8,987	11,214	9,317	11,576	11,576	10,576	10,576	8,464	10,754	11,002	10,299
Panel B: Sisbén es la variable de Asignación														
Coefficiente RD	0.077 (0.023)	-0.060 (0.015)	0.145 (0.020)	0.328 (0.019)	0.393 (0.017)	-0.066 (0.014)	-0.182 (0.017)	-0.080 (0.012)	-0.085 (0.013)	0.064 (0.019)	0.100 (0.023)	0.015 (0.006)	0.055 (0.015)	-0.015 (0.009)
Media del control	0.661	0.111	0.546	0.240	0.074	0.167	0.305	0.123	0.137	0.236	0.409	0.015	0.069	0.045
Observaciones	22,552	22,552	22,552	22,552	22,552	22,552	22,552	22,552	22,552	22,552	22,552	22,552	22,552	22,552
Ancho de banda	8.72	7.42	12.43	13.13	12.86	12.53	12.53	11.16	11.09	12.28	10.63	12.52	8.07	10.52
Observaciones control	3,738	3,199	5,053	5,260	5,166	5,087	5,087	4,630	4,606	5,011	4,454	5,084	3,466	4,424
Observaciones tratamiento	3,761	3,162	5,234	5,484	5,371	5,264	5,264	4,772	4,735	5,196	4,537	5,263	3,450	4,496

Notas: la tabla presenta los impactos en graduación de SPP siete años después de la finalización de la escuela secundaria utilizando un diseño RD. Ver las notas debajo de la Tabla 1 para otros detalles. Fuentes: Cálculos de los autores con base en Saber 11 (ICFES), Sisbén (DNP), SNIES (MEN), Saber Pro (ICFES), Saber T&T (ICFES) y PILA (MinSalud).

Tabla 4 - Impactos en mercado laboral

	Ingresos laborales formales (incluye ceros)				Tiempo para primer empleo formal 5
	Empleo formal 1	En constantes 2	Proporción del SMLV 3	Logaritmo natural 4	
Panel A: Saber 11 es la variable de asignación					
Coefficiente RD	0.040 (0.012)	188,897.30 (31,591.41)	0.206 (0.035)	0.076 (0.021)	-0.496 (0.119)
Media del control	0.598	905,908.90	0.992	14.056	3.744
Observaciones	297,279	297,279	146,252	146,252	31,463
Ancho de banda	24.88	20.92	20.91	26.90	34.44
Observaciones control	23,070	17,966	17,966	15,351	6,744
Observaciones tratamiento	10,299	9,317	9,317	6,943	3,165
Panel B: Sisbén es la variable de Asignación					
Coefficiente RD	0.008 (0.023)	194,399.70 (72,732.85)	0.213 (0.080)	0.235 (0.055)	-0.382 (0.233)
Media del control	0.668	1,214,661.00	1.331	14.109	3.296
Observaciones	22,552	22,552	22,552	14,975	5,483
Ancho de banda	9.20	8.93	8.93	5.58	9.62
Observaciones control	3,954	3,811	3,811	1,639	738
Observaciones tratamiento	3,973	3,841	3,841	1,639	1,191

Notas: Esta tabla presenta las estimaciones de forma reducida del impacto de SPP en la entrada al mercado laboral formal utilizando un diseño de DR. Los resultados en las columnas (1)–(4) se miden ocho años después de terminar la escuela secundaria. Los ingresos laborales se reportan en pesos constantes de diciembre de 2021 (COP). Al convertir COP a USD al tipo de cambio de mercado al 31 de diciembre de 2021, el coeficiente de forma reducida en la columna (3) del Panel A es \$32.42 y la media de control es \$159.41 incluyendo ceros y \$313.98 excluyendo ceros. La columna (5) reporta los impactos sobre el tiempo hasta el primer empleo formal, medido en periodos de cuatro meses desde egreso de educación superior según SNIES. Ver las notas bajo la Tabla 1 para otros detalles. Fuentes: Cálculos de los autores con base en Saber 11 (ICFES), Sisbén (DNP), SNIES (MEN) y PILA (MinSalud).

Tabla 5 – Ganancias laborales estimadas, costos de implementación y el VMFP

Años después de terminar el bachillerato	Ganancias anuales		D	CAU		
	Media del control	RD-IV Estimación	Media del control	RD-IV Estimación	Media del control	RD-IV Estimación
	1	2	3	4	5	6
Panel A: Saber 11 es la variable de asignación						
1	824,191	-586,135	0	18,245,360	5,244,523	12,645,545
2	1,954,522	-1,225,576	0	16,759,246	4,915,485	11,606,497
3	2,860,744	-1,935,274	0	17,021,608	5,121,074	11,538,549
4	3,560,159	-1,956,422	0	16,564,866	4,896,173	11,312,535
5	4,625,874	-673,952	0	12,050,541	4,301,969	7,494,951
6	5,753,196	743,385	0	2,124,008	3,159,448	-833,29
7	8,113,900	2,820,266	0	91,675		
8	10,870,907	3,885,149	0	0		
Ingresos vitalicios		110,283,598		78,335,884		51,083,113
Disposición a pagar / costos VMFP		167,665,598		57,382,000		30,129,230
				2.92		5.56
Panel B: Sisbén es la variable de Asignación						
1	573,21	-275,993*	101,793.70	19,762,078	7,181,810	11,847,911
2	1,495,811	-424,379*	123,586.60	18,557,160	6,576,327	11,134,620
3	2,380,560	-1,120,974	89,005.48	18,829,610	6,619,477	11,433,690
4	2,929,795	-1,187,153	127,393.90	18,137,244	6,734,639	10,689,724
5	4,388,284	665,341*	104,272.60	13,313,946	5,808,413	6,936,964
6	6,640,765	1,141,438*	43,930.00	2,128,963	4,117,933	-1,848,626
7	10,683,776	3,074,324	14,223.06	406,543		
8	14,499,060	3,732,972	-	74,207		
Ingresos vitalicios		82,790,624		86,192,140		47,786,944
Disposición a pagar / costos VMFP		153,252,546		70,461,922		32,056,726
				2.17		4.78

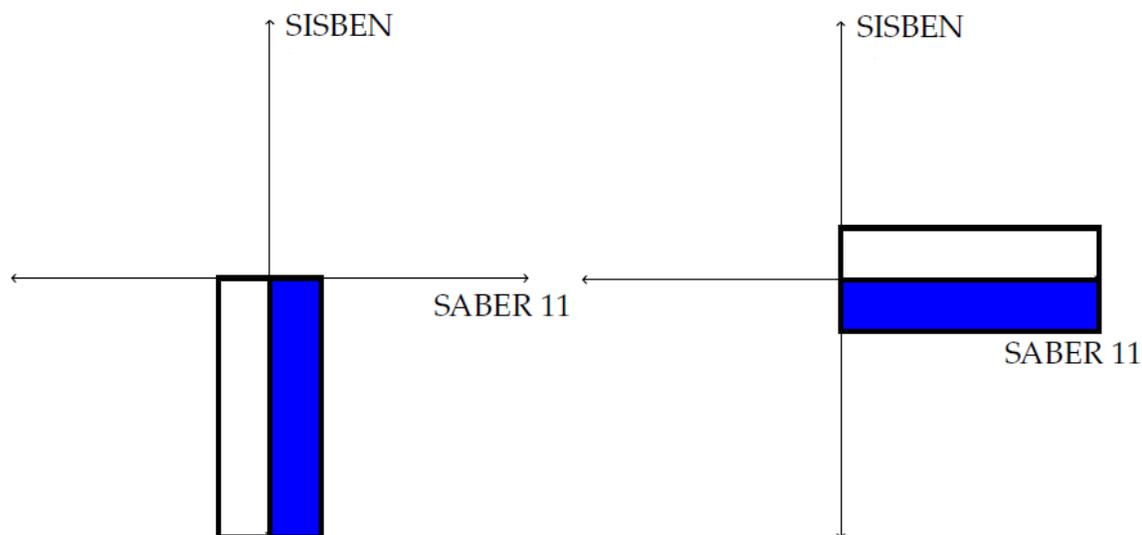
Notas: Esta tabla presenta las estimaciones de variables instrumentales del efecto de la ayuda financiera sobre los ingresos anuales, D y CAU, realizadas entre uno y ocho años después de finalizar la educación secundaria utilizando un diseño RD. Los ingresos y costos a lo largo de la vida se descuentan al año 1 con una tasa del 3%. La disposición a pagar y los costos suponen que los ingresos incrementales se gravan al 19%. * indica que no es estadísticamente significativo al nivel del 10%. Fuentes: Cálculos de los autores con base en Saber 11 (ICFES), Sisbén (DNP), SNIES (MEN), balances financieros de las IES (MEN) y PILA (MinSalud).

9. Anexos

Figura A16: Ilustración de los dos tipos de poblaciones elegibles

(a) SABER 11 como variable de asignación

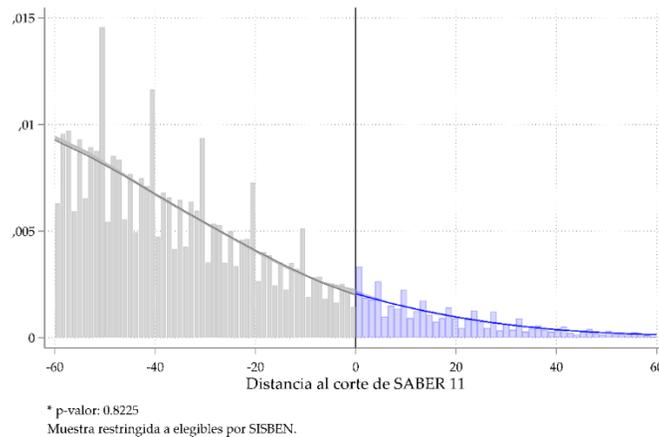
(b) SISBEN como variable de asignación



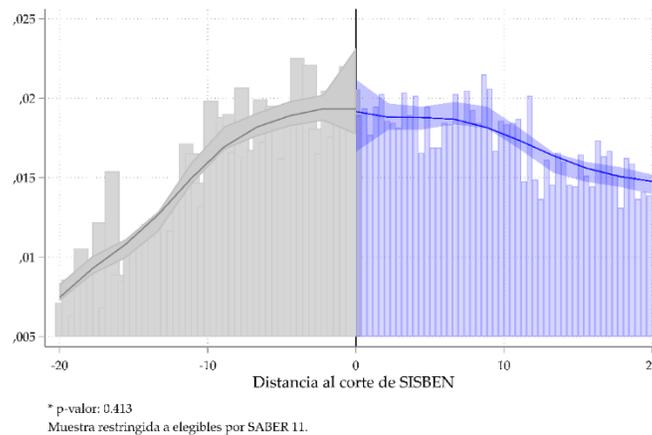
Nota: La figura presenta las dos poblaciones de jóvenes elegibles a SPP basados en los criterios de mérito y necesidad. El panel (a) toma a estudiantes elegibles por Sisbén y utiliza el puntaje de la prueba Saber 11 como la variable de asignación, comparando aquellos que son apenas elegibles por mérito (en azul) y no elegibles por mérito (en blanco). El panel (b) toma a estudiantes elegibles por Saber 11 y utiliza el puntaje Sisbén como variable de asignación, comparando a aquellos que son apenas elegibles por necesidad (en azul) y no elegibles por necesidad (en blanco).

Figura A17: Prueba de manipulación basada en la densidad de las variables de asignación

(a) SABER 11 como variable de asignación



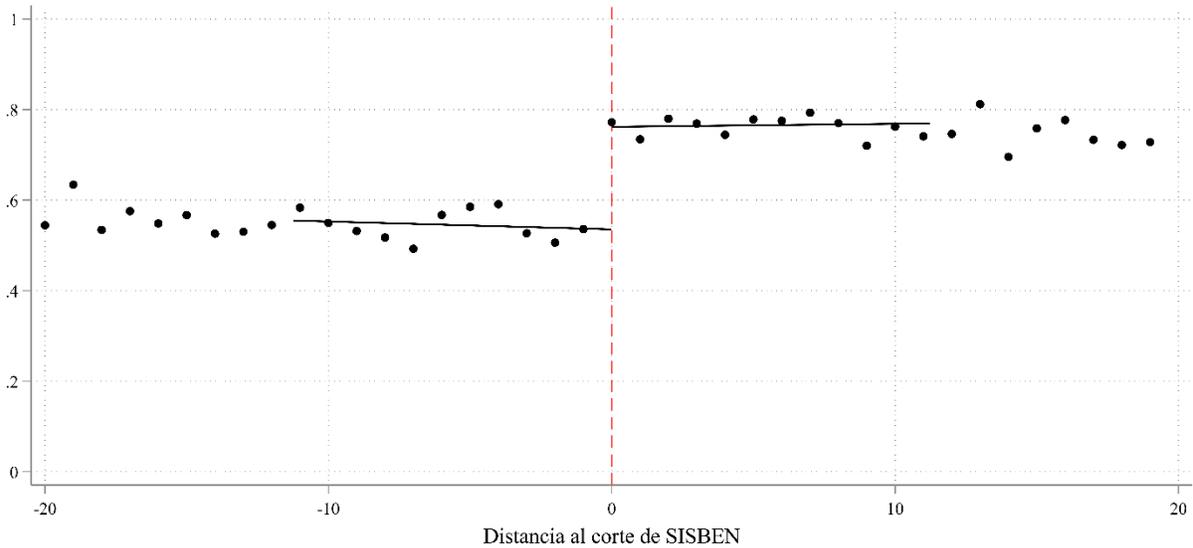
(b) Sisbén como variable de asignación



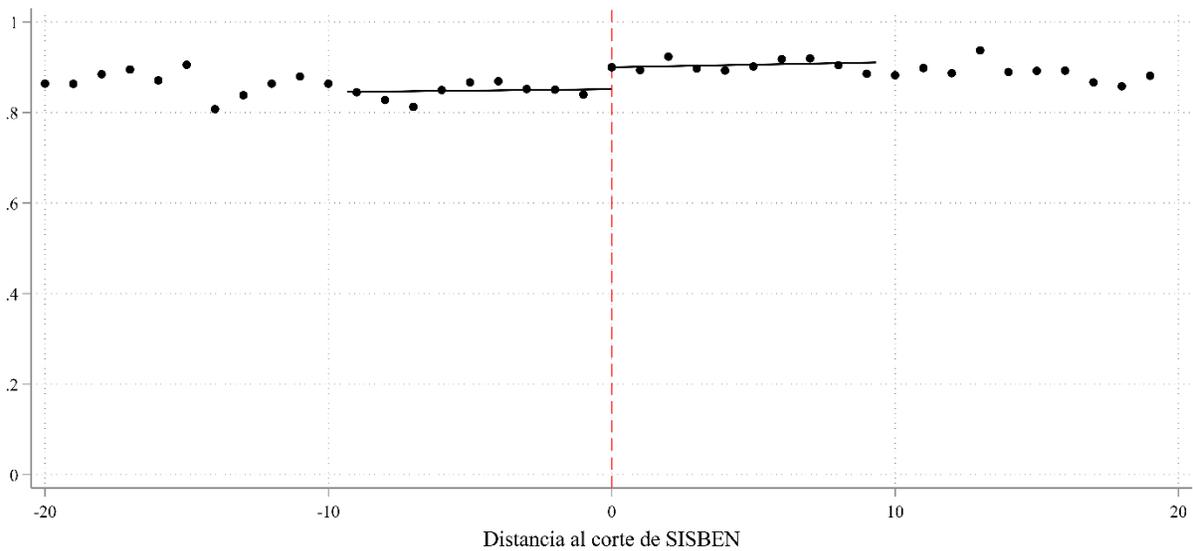
Nota: La figura presenta la prueba la manipulación de la variable de asignación evaluando si existen discontinuidades en su densidad. Todos los resultados se estiman con el modelo de Cattaneo et al. (2016) utilizando un modelo sin restricciones, una función kernel triangular, y el estimador de errores estándar jackknife. El panel (a) restringe la muestra a personas elegibles por Sisbén. El Panel (b) restringe la muestra a individuos elegibles por Saber 11. Los valores p sugieren que no podemos detectar estadísticamente ninguna manipulación en las variables de asignación. Fuentes: Cálculos de los autores con base en Saber 11 (ICFES) y Sisbén (DNP).

Figura A18: Acceso a alguna universidad entre cero y seis años después de graduación de la educación media universidad (impactos por necesidad)

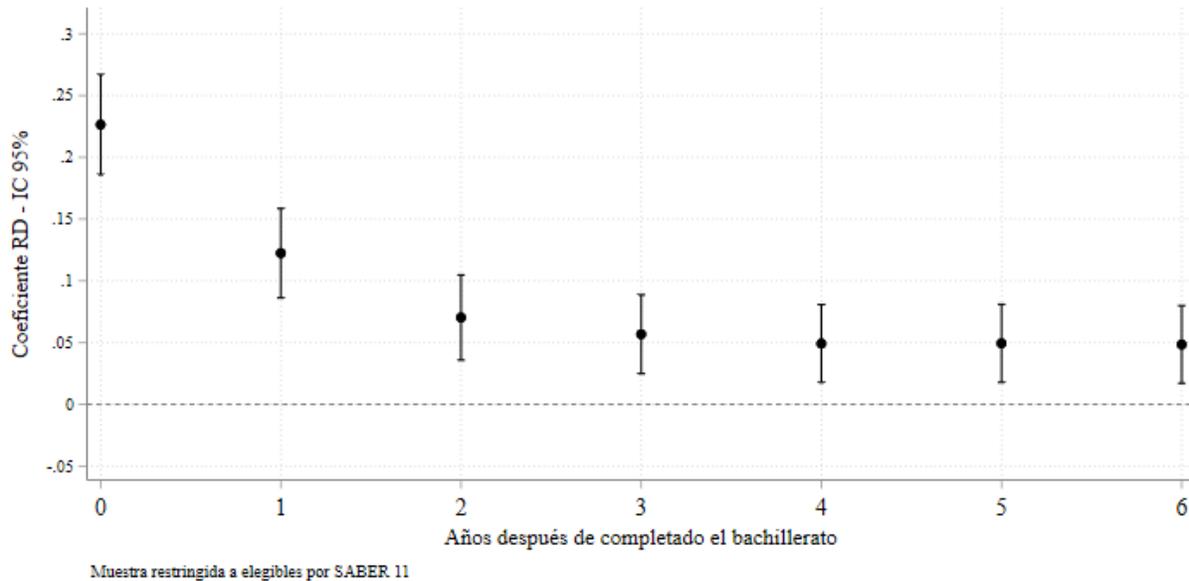
(a) Matricula dentro de cero años



(b) Matricula dentro de seis años

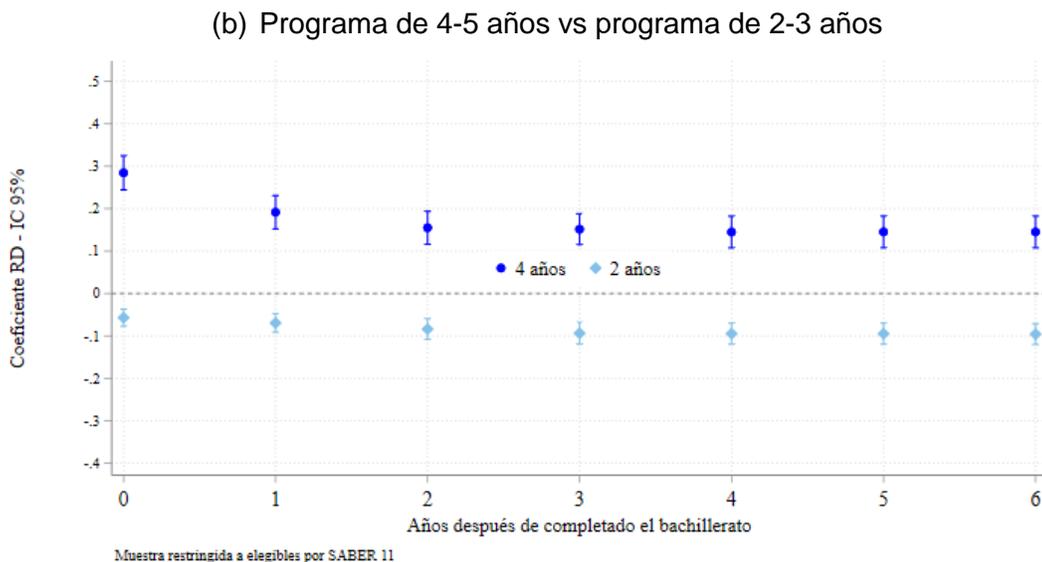
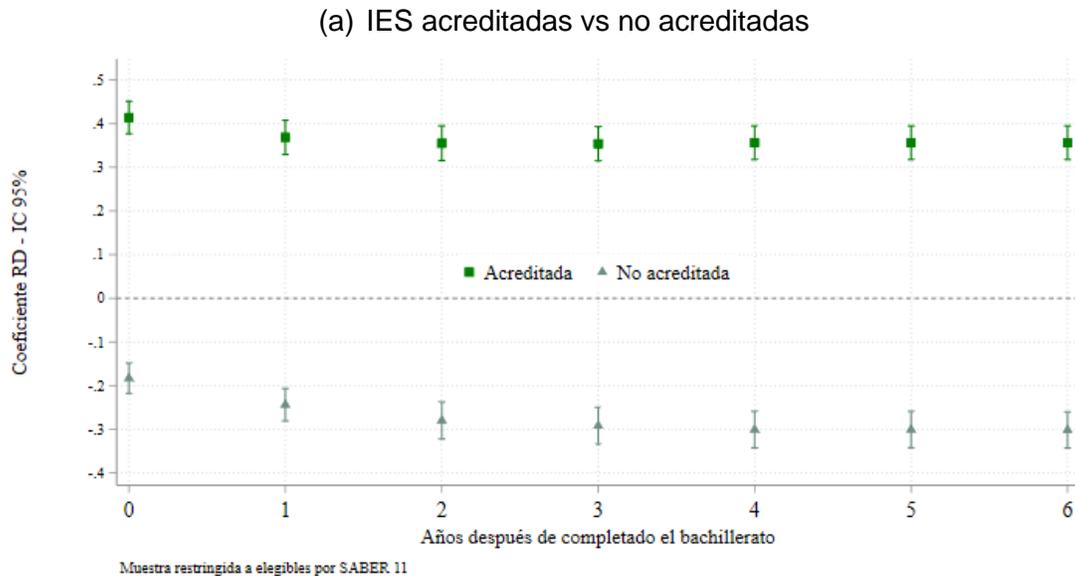


(c) Efectos sobre matrícula caen con el tiempo, pero se estabilizan luego de tres años



Notas: Los paneles (a) y (b) muestran la probabilidad de asistir alguna vez a la universidad entre cero y seis años después de la finalización de la escuela secundaria, respectivamente, en función de la distancia al límite de necesidad (para estudiantes elegibles por mérito). El panel (c) traza los coeficientes de RD a lo largo del tiempo. La Figura 3 muestra efectos similares usando Sisbén como la variable en asignación. La Tabla 1 informa las estimaciones de forma reducida. Fuentes: Cálculos de los autores con base en Saber 11 (ICFES), Sisbén (DNP) y SNIES (MEN).

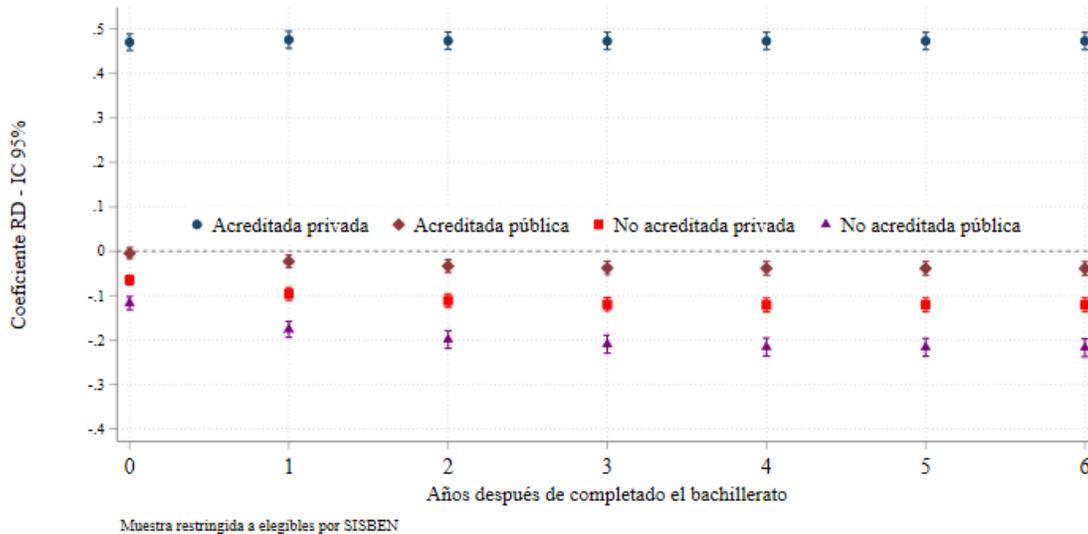
Figura A19: Impactos en acceso a la educación superior por tipo de IES (elegibilidad por necesidad)



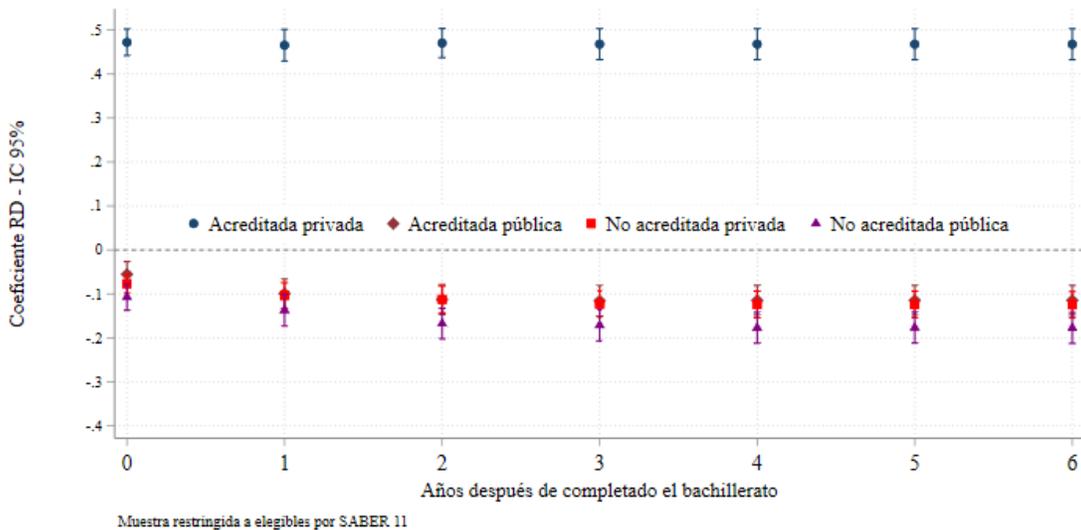
Notas: Las figuras descomponen los impactos de SPP en acceso al sistema de educación superior a lo largo del tiempo para los estudiantes elegibles por mérito cercanos al puntaje de elegibilidad por necesidad. El panel (a) traza los coeficientes obtenidos al estimar la RD sobre la probabilidad de asistir alguna vez a una IES con y sin acreditación de alta calidad. El panel (b) traza los coeficientes de RD sobre la probabilidad de asistir alguna vez a un programa de cuatro (o cinco) años o a un programa de dos (o tres) años. La Figura 4 muestra impactos similares utilizando el puntaje en las Saber 11 como variable de asignación. La Tabla 1 reporta los coeficientes obtenidos bajo las estimaciones en forma reducida. Fuentes: Cálculos de los autores con base en Saber 11 (ICFES), Sisbén (DNP) y SNIES (MEN).

Figura A20: Acceso a universidad por tipo de acreditación y sector

(a) Corte por mérito

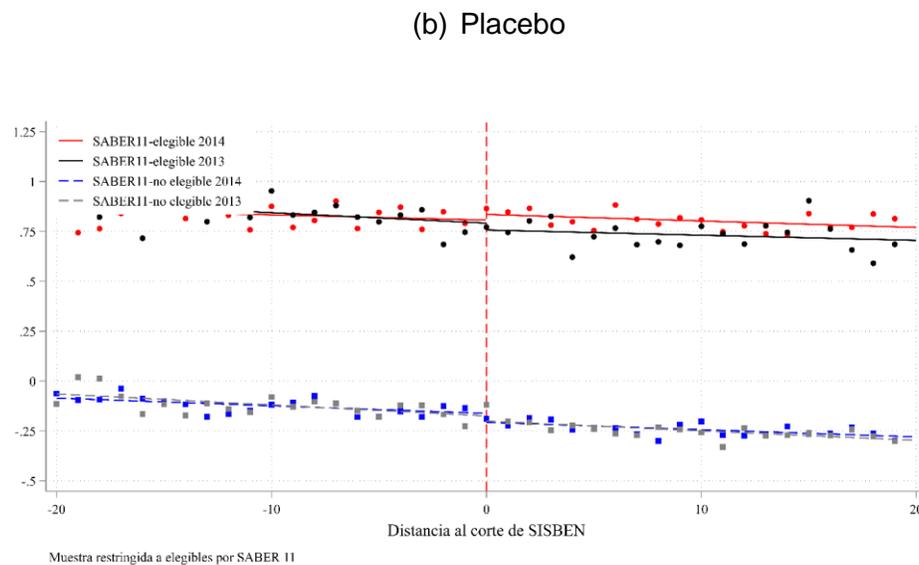
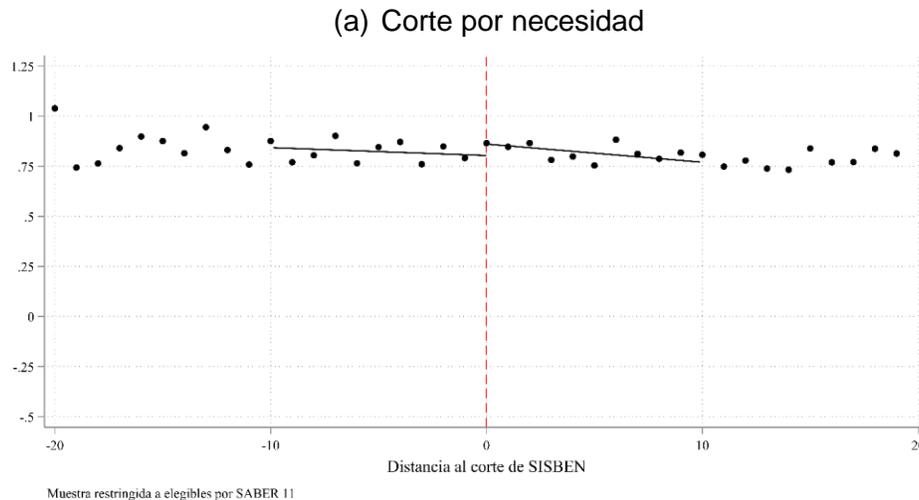


(b) Corte por necesidad



Notas: Las cifras descomponen los impactos en acceso universitario de acuerdo con el tipo de acreditación y sector de la IES. El Panel (a) traza el coeficiente de RD basado en la discontinuidad de mérito (para estudiantes elegibles por necesidad), mientras que el Panel (b) traza el coeficiente de RD basado en la discontinuidad de necesidad (para estudiantes elegibles por mérito). La Tabla 1 presenta las estimaciones de forma reducida. Fuentes: Cálculos de los autores con base en Saber 11 (ICFES), Sisbén (DNP) y SNIES (MEN).

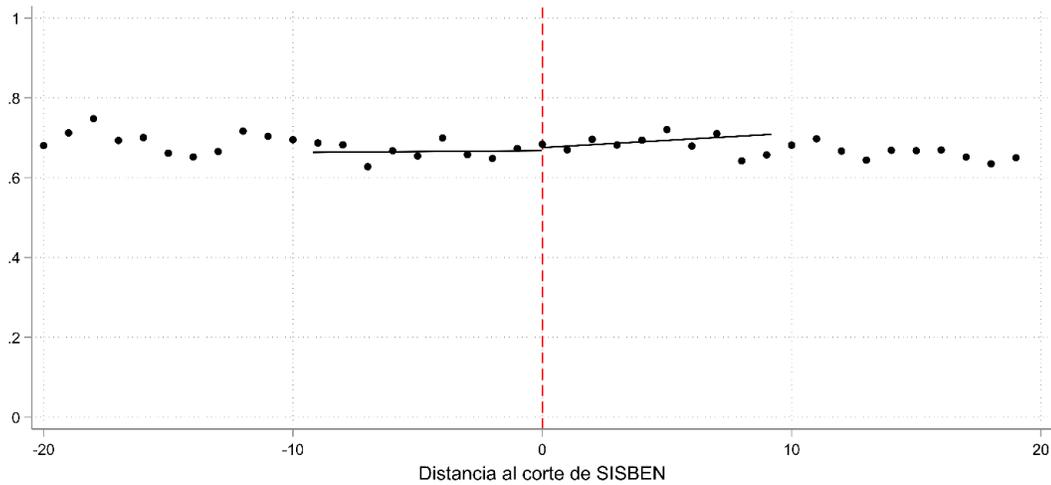
Figura A21: Puntaje Saber Pro cinco años después de graduarse de la educación media (elegibilidad por necesidad)



Notas: Las figuras muestran el desempeño de los estudiantes en el examen Saber Pro dentro de los cinco años posteriores a la finalización de la escuela secundaria en función de la distancia al corte de elegibilidad de Sisbén. El Panel (a) restringe la muestra a estudiantes elegibles por mérito (la Tabla A2 presenta los coeficientes de la RD). El panel (b) muestra los impactos de SPP en equidad comparando los impactos para jóvenes elegibles del Panel a (en rojo) y tres series placebo: estudiantes elegibles y no elegibles por Sisbén que presentaron las Saber 11 en 2012 y 2013, antes del programa SPP (en negro y gris, respectivamente) y estudiantes no elegibles por Sisbén que presentaron las Saber 11 en 2014 (en azul). Los estudiantes no elegibles de acuerdo con el Sisbén son aquellos cuyo puntaje está por encima del corte de elegibilidad establecido por SPP y aquellos sin puntaje. Fuentes: Cálculos de los autores con base en Saber 11 (ICFES), Sisbén (DNP) y Saber Pro (ICFES).

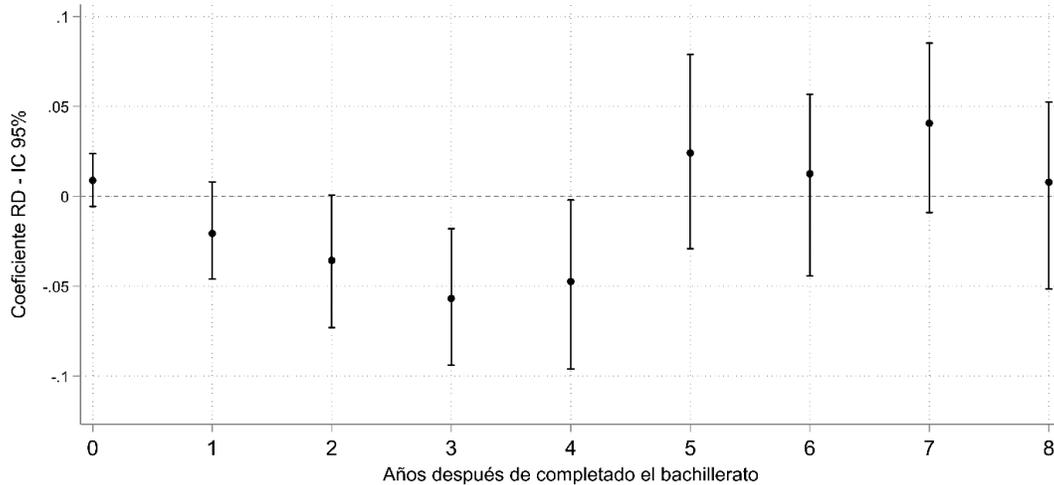
Figura A22: Empleo formal (elegibilidad por necesidad)

(a) Ocho años después del bachillerato



Muestra restringida a elegibles por SABER 11

(b) En el tiempo

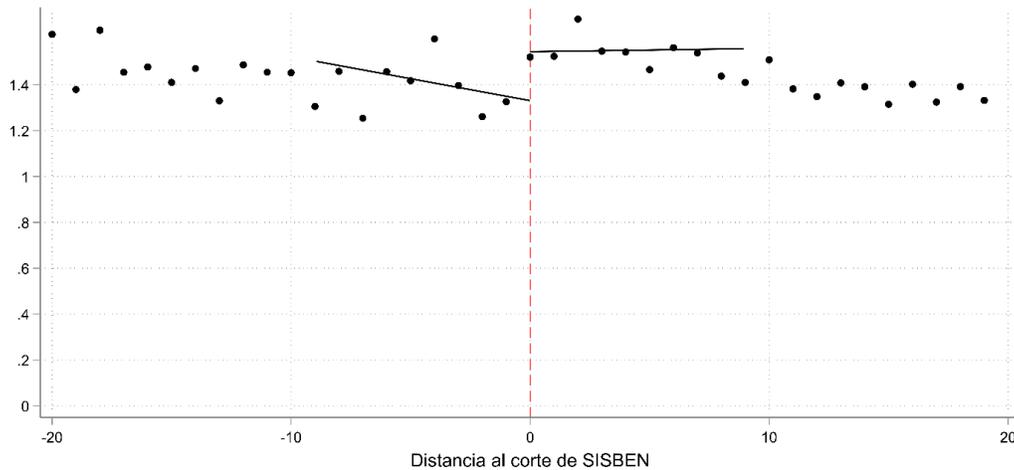


Muestra restringida a elegibles por SABER 11

Notas: El Panel (a) presenta la probabilidad de tener un empleo formal ocho años después de terminar la escuela secundaria como una función de la distancia al límite de necesidad (para estudiantes elegibles por mérito). El panel (b) presenta los coeficientes de RD de esta probabilidad en el tiempo. La Tabla 4 informa las estimaciones de forma reducida. Fuentes: Cálculos de los autores con base en Saber 11 (ICFES), Sisbén (DNP) y PILA (MinSalud).

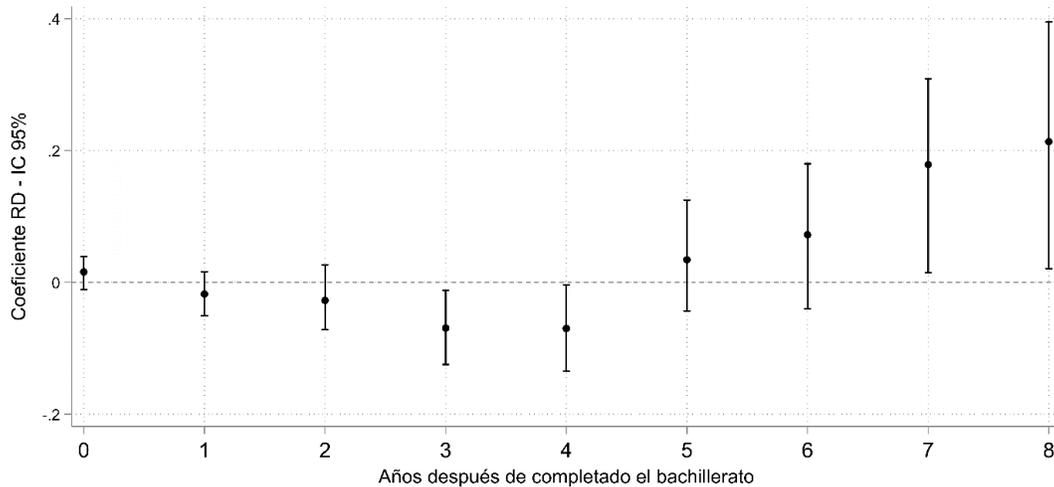
Figura A23: Ingresos laborales formales (elegibilidad por necesidad)

(a) Ocho años después del bachillerato



Muestra restringida a elegibles por SABER 11

(b) En el tiempo

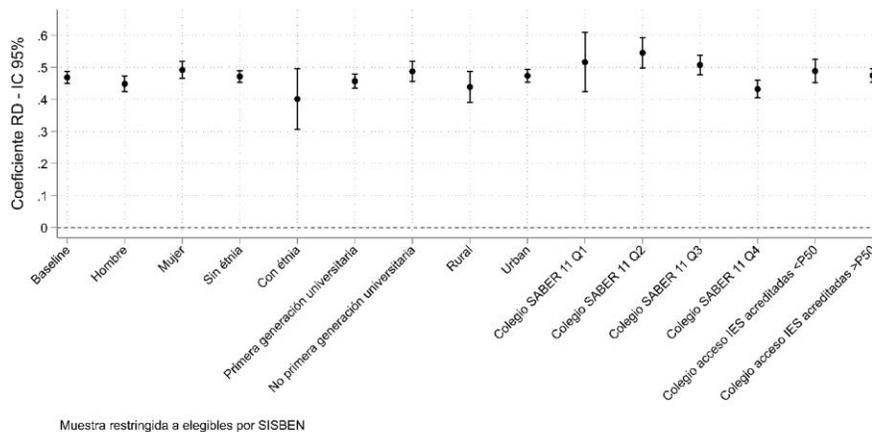


Muestra restringida a elegibles por SABER 11

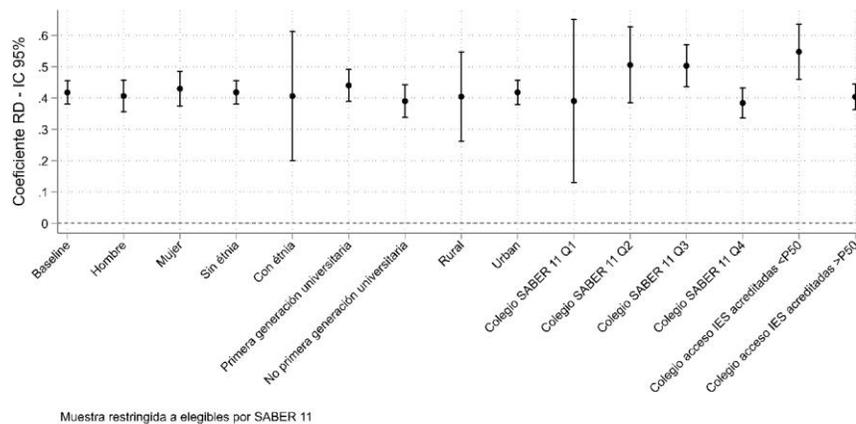
Notas: El Panel (a) grafica los ingresos formales de los individuos (expresados como múltiplos del SMLV) ocho años después de la finalización de la escuela secundaria en función de la distancia al límite de necesidad (para estudiantes elegibles por mérito). A las personas sin empleo formal se le asignan ingresos iguales a cero. El Panel (b) presenta los coeficientes de RD a lo largo del tiempo. La Tabla 4 presenta las estimaciones de forma reducida. Fuentes: Cálculos de los autores con base en Saber 11 (ICFES), Sisbén (DNP) y PILA (MinSalud).

Figura A24: Impactos heterogéneos en acceso inmediato a IES acreditadas de acuerdo con características personales, familiares y de las escuelas secundarias a las que asistieron

(a) Corte por mérito



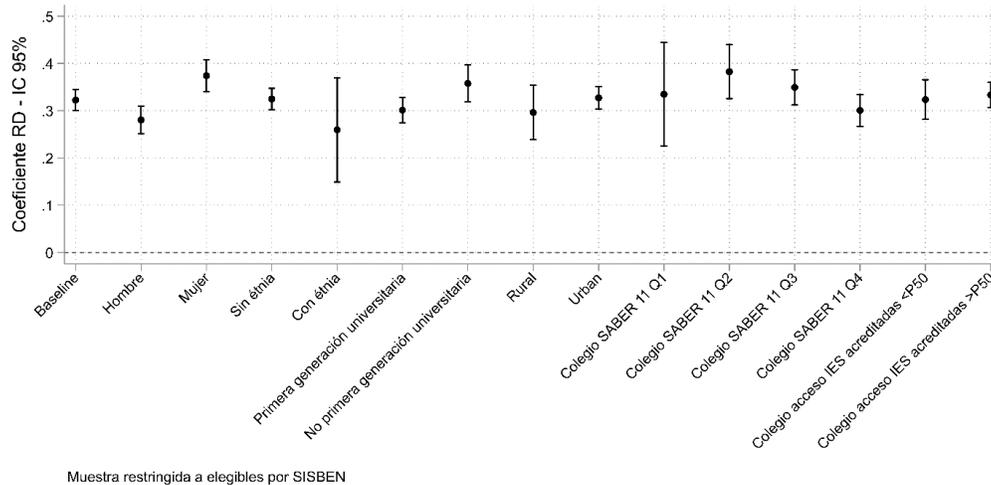
(b) Corte por necesidad



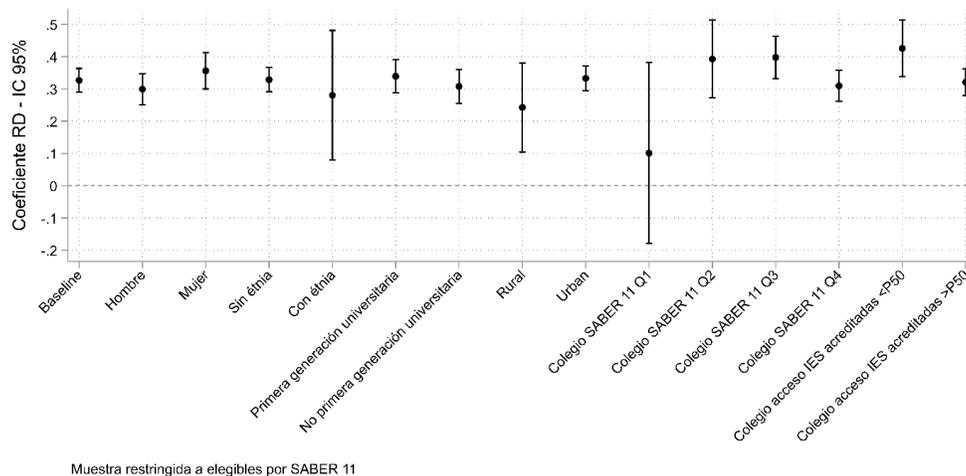
Notas: Las figuras presentan los coeficientes de RD de forma reducida y los intervalos de confianza del 95 % cuando la variable de interés es el acceso inmediato a una universidad de alta calidad después de terminar la escuela secundaria para distintas subpoblaciones. El Panel (a) usa el puntaje de la prueba Saber 11 como la variable de asignación, restringiendo la muestra a estudiantes elegibles por necesidad. El Panel (b) utiliza el puntaje Sisbén como la variable de asignación, restringiendo la muestra a los estudiantes elegibles por mérito. La población de jóvenes elegibles en cada caso se divide de acuerdo con características individuales (sexo, etnia), familiares (lugar de residencia y educación del padre) y de las escuelas de las que se graduaron de educación media (puntajes promedio de la escuela en Saber 11 y porcentaje de alumnos que ingresa a IES acreditadas). Fuentes: Cálculos de los autores con base en Saber 11 (ICFES), Sisbén (DNP) y SNIES (MEN).

Figura A25: Impactos heterogéneos en graduación universitaria de IES acreditada de acuerdo con características personales, familiares y de las escuelas

(a) Corte por mérito



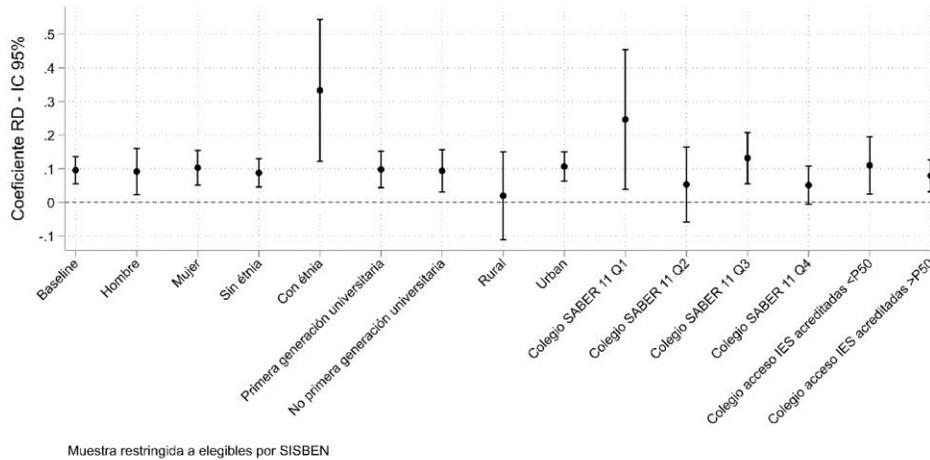
(b) Corte por necesidad



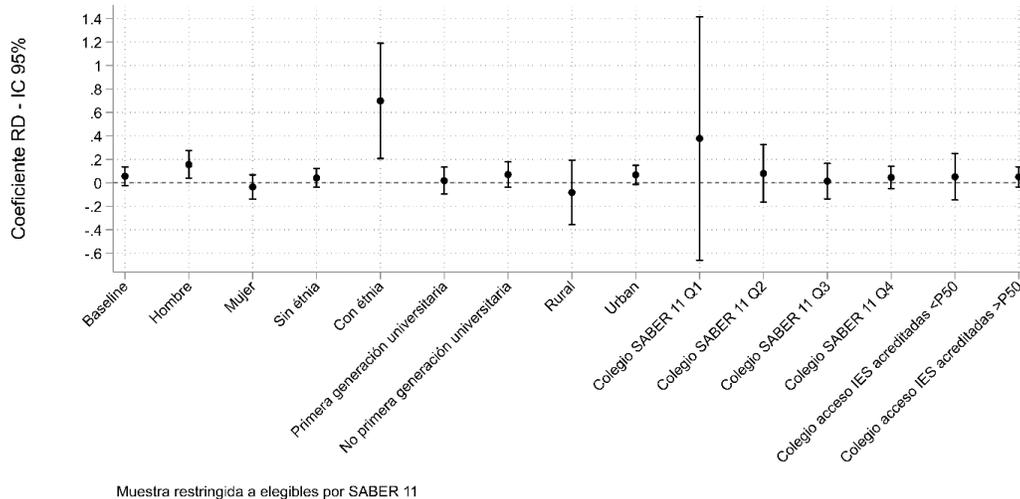
Notas: Las figuras presentan el coeficiente de RD de forma reducida y los intervalos de confianza del 95% en la probabilidad de graduarse de un programa universitario de una IES acreditada (tomando como proxy el haber presentado el Saber Pro) presentada por tomar el examen SABER PRO) dentro de los siete años posteriores a la finalización de la escuela secundaria. El panel (a) utiliza la prueba Saber 11 como la variable de asignación, restringiendo la muestra a los estudiantes elegibles por necesidad. El panel (b) utiliza el índice de riqueza de Sisbén como variable de asignación, restringiendo la muestra a estudiantes elegibles por mérito. Fuentes: Cálculos de los autores con base en Saber 11 (ICFES), Sisbén (DNP), SNIES (MEN) y Saber Pro (ICFES).

Figura A26: Impactos heterogéneos en pruebas Saber Pro de acuerdo con características personales, familiares y de las escuelas

(a) Corte por mérito



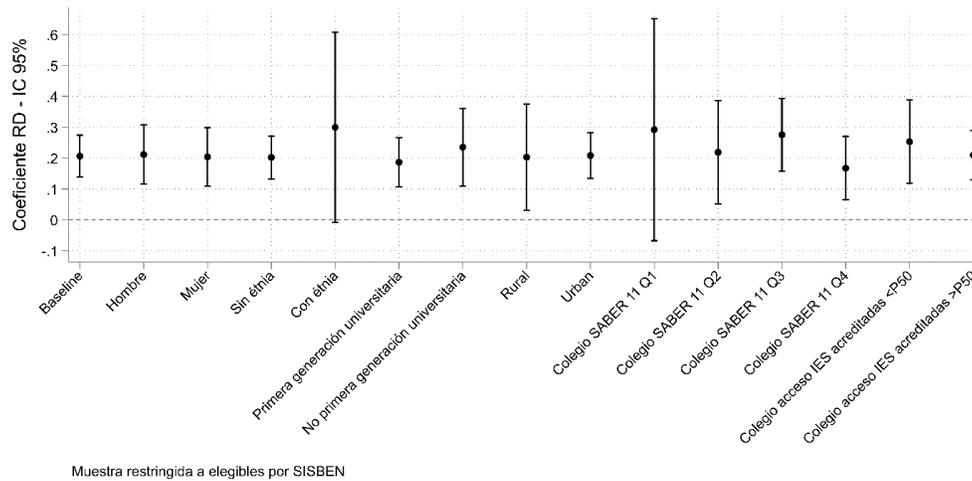
(b) Corte por necesidad



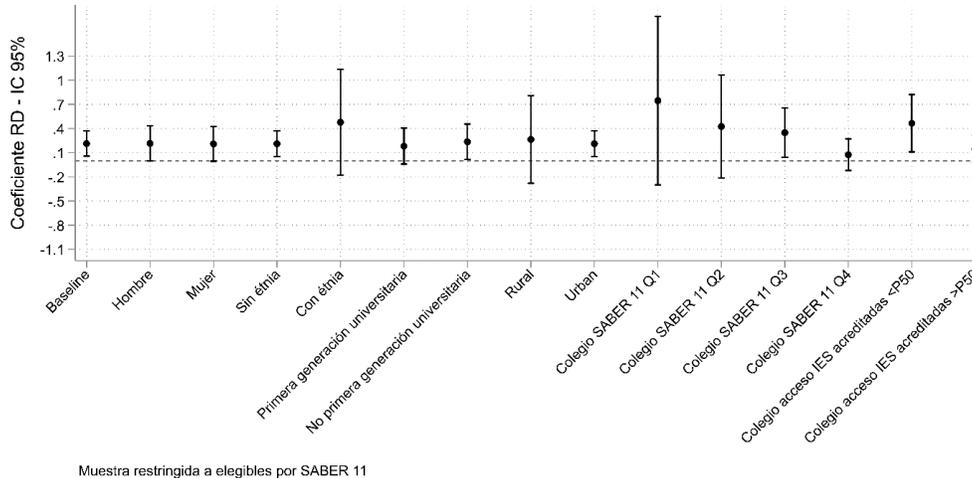
Notas: Las figuras muestran los coeficientes de RD de forma reducida y los intervalos de confianza del 95% en el puntaje estandarizado de la prueba Saber Pro presentados dentro de los cinco años posteriores a la finalización de la escuela secundaria. El Panel (a) usa el puntaje de la prueba Saber 11 como la variable de asignación, restringiendo la muestra a estudiantes elegibles por necesidad. El Panel (b) usa el índice de riqueza Sisbén como la variable de asignación, restringiendo la muestra a los estudiantes elegibles por mérito. Fuentes: Cálculos de los autores con base en Saber 11 (ICFES), Sisbén (DNP), SNIES (MEN) y Saber Pro (ICFES).

Figura A27: Impactos heterogéneos en ingreso laboral formal de acuerdo con características personales, familiares y de las escuelas

(a) Corte por mérito



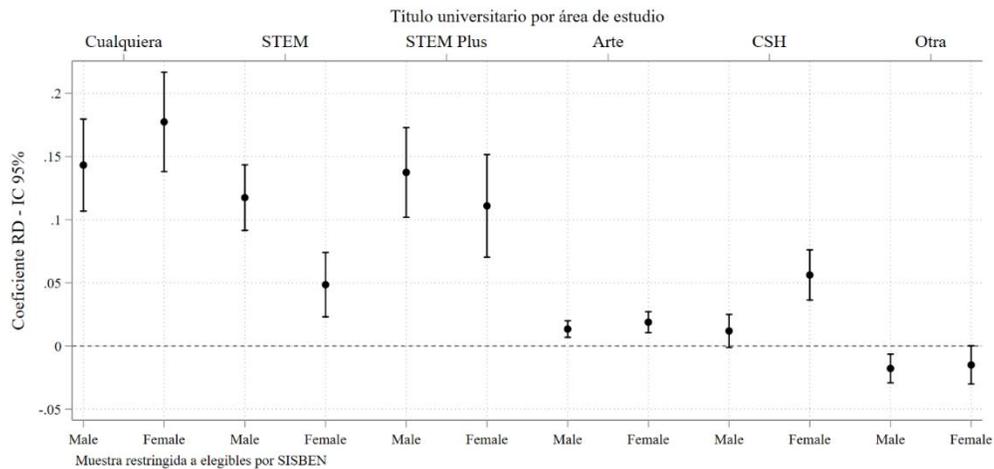
(b) Corte por necesidad



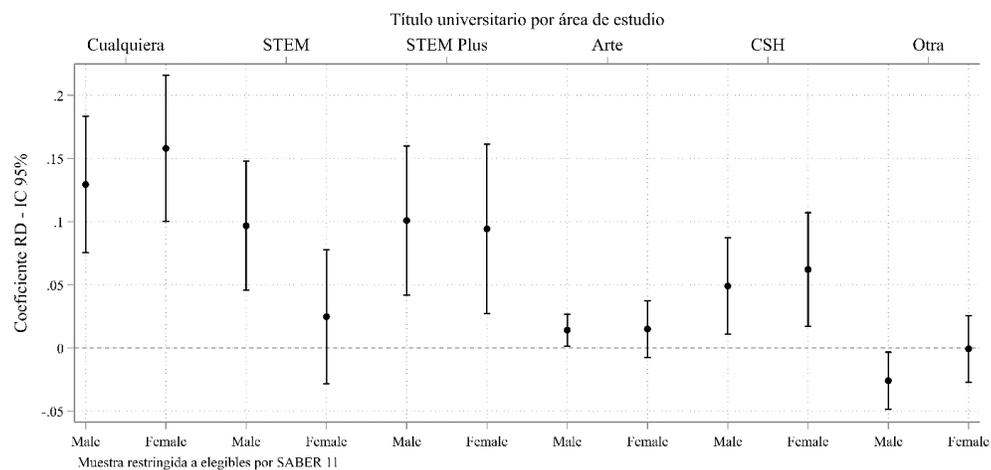
Notas: Las cifras muestran el coeficiente de RD de forma reducida y los intervalos de confianza del 95 % en los ingresos laborales formales siete años después de terminar la escuela secundaria. Los ingresos se expresan en múltiplos del SMLV e incluye zeros para personas sin empleo formal. El panel (a) utiliza el puntaje de la prueba Saber 11 como la variable de asignación, restringiendo la muestra a estudiantes elegibles por necesidad. El Panel (b) usa el índice de riqueza Sisbén como la variable de asignación, restringiendo la muestra a los elegibles por mérito. Fuentes: Cálculos de los autores con base en Saber 11 (ICFES), Sisbén (DNP), SNIES (MEN) y PILA (MinSalud).

Figura A28: Impactos heterogéneos en graduación de programas universitarios de distintas áreas de conocimiento de acuerdo con sexo

(a) Corte por mérito



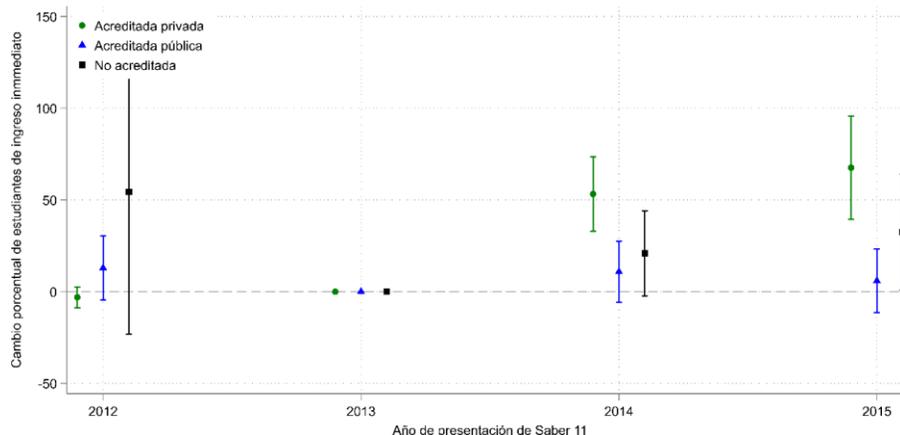
(b) Corte por necesidad



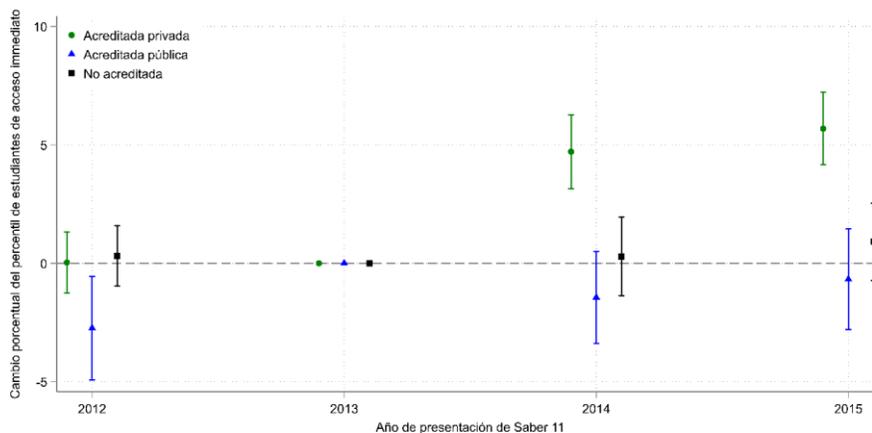
Notas: Las figuras muestran el coeficiente de RD de forma reducida y los intervalos de confianza del 95% en la probabilidad de obtener un grado universitario en distintas áreas de conocimiento dentro de los siete años desde la finalización de la escuela secundaria (representado por tomar el examen Saber Pro). El Panel (a) usa el puntaje de la prueba Saber 11 como la variable de asignación, restringiendo la muestra a estudiantes elegibles por necesidad. Panel (b) utiliza el puntaje Sisbén como la variable de asignación, restringiendo la muestra a los estudiantes elegibles por mérito. Fuentes: Cálculos de los autores con base en Saber 11 (ICFES), Sisbén (DNP) y Saber Pro (ICFES).

Figura A29: Cambios en el número de alumnos y puntajes promedios en las pruebas Saber 11 de los alumnos inscritos en los distintos tipos de IES antes y después de SPP

(a) Número de estudiantes



(b) Percentil de entrada



Notas: Esta figura compara los resultados de las cohortes que se graduaron de secundaria en el segundo semestre de los años 2012, 2013, 2014 y 2015. Los coeficientes son relativos a la media específica de la universidad para la cohorte de 2013 y se promedian por tipo de IES. En el Panel (a), el resultado es el número de estudiantes que accedieron inmediatamente después de terminada la educación secundaria a una determinada IES. Tras la expansión de la ayuda financiera de 2014, el tamaño de la cohorte aumentó en aproximadamente el 50% para las universidades privadas acreditadas, pero no para las universidades públicas acreditadas o aquellas no acreditadas de cualquier naturaleza. En el panel (b), se presenta el percentil promedio en las pruebas Saber 11 de los estudiantes que ingresan a cada institución. El percentil promedio aumentó en un 5% en las universidades privadas acreditadas, mientras que no hubo cambios para otros tipos de universidades. Fuentes: Cálculos de los autores con base en SABRE 11 (ICFES) y SNIES (MEN).

Tabla A6 – Balance en características socioeconómicas alrededor de los puntos de corte

	Variable de asignación					
	SABER 11			SISBEN		
	Media del control	Coficiente RD	p-valor	Media del control	Coficiente RD	p-valor
1	2	3	4	5	6	
Percentil Saber 11				95.287	0.143	0.345
Percentil Sisbén (incluyendo información sin puntaje)	31.765	-0.494	0.209			
Presentó saber 11 como estudiante	0.970	0.006	0.109	0.984	-0.007	0.467
Mujer	0.469	-0.011	0.316	0.443	0.002	0.877
Edad	16.608	-0.018	0.628	16.355	0.073	0.582
Minoría étnica	0.037	0.001	0.835	0.024	0.016	0.060
Empleado	0.044	0.002	0.739	0.045	-0.008	0.349
Tamaño familia	4.599	-0.039	0.386	4.385	-0.137	0.041
Educacion madre: primaria	0.252	-0.012	0.213	0.130	0.003	0.909
Educacion madre: secundaria	0.502	-0.011	0.446	0.476	-0.056	0.048
Educacion madre: TyT	0.135	0.002	0.837	0.185	-0.005	0.815
Educacion madre: profesional	0.111	0.021	0.006	0.209	0.055	0.008
Educacion padre: primaria	0.342	-0.005	0.620	0.181	0.015	0.729
Educacion padre: secundaria	0.429	-0.001	0.754	0.450	-0.062	0.020
Educacion padre: TyT	0.104	0.002	0.649	0.174	-0.008	0.516
Educacion padre: profesional	0.122	0.007	0.407	0.196	0.056	0.013
Estrato 1	0.341	0.000	0.823	0.128	-0.013	0.303
Estrato 2	0.461	-0.017	0.205	0.506	0.005	0.873
Estrato 3	0.183	0.011	0.285	0.333	0.005	0.823
Estrato 4	0.009	0.006	0.017	0.020	0.009	0.305
Estrato 5	0.003	0.001	0.632	0.007	-0.003	0.476
Estrato 6	0.001	-0.001	0.224	0.001	0.000	0.746
Jornada continua	0.197	-0.004	0.702	0.291	0.025	0.207
Jornada matutina	0.614	0.000	0.955	0.541	-0.033	0.180
Jornada nocturna	0.008	0.002	0.596	0.006	0.001	0.815
Jornada vespertina	0.173	0.000	0.925	0.156	0.016	0.342
Jornada sábado	0.008	0.003	0.444	0.008	-0.007	0.041
Escuela privada	0.170	0.001	0.934	0.304	0.058	0.012
Calendario A	0.999	0.000	0.798	0.997	0.000	0.864

Calendario B	0.001	0.000	0.982	0.000	0.001	0.455
Otro calendario	0.001	0.000	0.515	0.002	-0.002	0.464
Piso: cemento, gravilla, ladrillo	0.433	-0.014	0.161	0.263	0.005	0.706
Piso: madera, cartón, tablón de madera	0.039	0.002	0.613	0.039	0.014	0.167
Piso: madera lijada, baldosa, mármol, tapete	0.500	0.010	0.261	0.688	-0.009	0.659
Piso: tierra, arena	0.027	0.001	0.773	0.009	0.000	0.857
Familia tiene internet	0.589	0.019	0.136	0.782	0.003	0.771
Familia tiene computador	0.732	0.002	0.865	0.878	0.030	0.039
Familia tiene carro	0.172	0.013	0.235	0.260	0.060	0.014
Familia tiene celular	0.943	0.010	0.074	0.944	0.024	0.034
Reside zona urbana	0.862	-0.008	0.355	0.936	-0.005	0.739
Escuela ubicada en zona urbana	0.917	-0.006	0.540	0.965	-0.005	0.554
Estadística F conjunta (p-valor, LB en ancho de banda)	0.000	0.470	0.000	0.000	0.168	0.000
Estadística F conjunta (p-valor, UB en ancho de banda)	0.000	0.703	0.000	0.000	0.176	0.000

Notas: Esta tabla presenta el coeficiente de forma reducida de una especificación de RD donde el resultado son las características de línea de base y la variable de asignación son los puntajes de la prueba Saber 11 en las columnas (1) a (3) o el Índice de pobreza Sisbén en las columnas (4)–(6). La muestra está restringida a personas elegibles para el Sisbén en columnas (1)–(3) e individuos elegibles para Saber 11 en las columnas (4)–(6). Las columnas (1) y (4) presentan el valor promedio del grupo de control, las columnas (2) y (5) presentan coeficientes convencionales, y las columnas (3) y (6) presentan los p-valores basados en errores estándar convencionales. Las últimas dos filas reportan el p-valor de una prueba de significancia conjunta usando todas las características de línea de base y anchos de banda pequeños o grandes: prueba de 20 o 40 unidades de puntaje en la columna (2) y 7 o 15 unidades de riqueza del hogar en la columna (5). Todos los resultados son estimados con el paquete rdrobust (Cattaneo et al., 2014). Fuentes: Cálculos de los autores basados en Saber 11 (ICFES) y Sisbén (DNP).

Tabla A7 – Otros impactos en educación

	Tiempo para graduarse						Saber Pro		
	Años de educación	Cualquier IES	Acreditada		No Acreditada	Estudios posgrado	presentado hasta		
			Todas	Privada			5 años	7 años	
1	2	3	4	5	6	7	8	9	
Panel A: Saber 11 es la variable de asignación									
Coefficiente RD	0.758 (0.063)	-0.125 (0.038)	-0.213 (0.076)	0.118 (0.121)	-0.174 (0.106)	0.063 (0.072)	0.005 (0.002)	0.096 (0.021)	0.056 (0.019)
Media del control	3.319	5.213	5.272	4.921	5.466	5.192	0.008	0.423	0.448
Observaciones	297,279	22,476	8,809	6,499	2,310	13,667	297,279	23,059	41,430
Ancho de banda	18.96	25.41	23.34	18.83	26.38	23.61	29.91	26.53	24.86
Observaciones control	15,683	3,986	795	227	573	2,830	30,526	4,491	7,350
Observaciones tratamiento	8,796	5,342	4,336	3,313	565	756	11,339	4,576	6,186
Panel B: Sisbén es la variable de asignación									
Coefficiente RD	0.507 (0.113)	-0.190 (0.062)	-0.242 (0.082)	0.011 (0.114)	-0.088 (0.128)	0.047 (0.112)	0.016 (0.007)	0.057 (0.040)	0.033 (0.035)
Media del control	3.836	5.234	5.254	4.940	5.405	5.218	0.016	0.804	0.843
Observaciones	22,552	10,691	8,261	6,322	1,939	2,430	22,552	9,047	13,694
Ancho de banda	7.94	9.17	8.91	8.76	9.34	14.72	9.37	9.89	10.03
Observaciones control	3,421	1,365	636	255	399	1,023	4,011	1,320	2,359
Observaciones tratamiento	3,385	2,227	1,932	1,610	311	414	4,024	1,969	2,804

Notas: Esta tabla presenta las estimaciones de forma reducida del impacto de SPP en algunos resultados educativos utilizando un diseño de DR. La columna (1) reporta los impactos sobre el total de años de estudios de pregrado y asigna ceros para las personas que no ingresaron a la educación superior hasta seis años después de graduarse de la escuela secundaria. Las columnas (2) a (6) informan los impactos sobre el número de años para obtener un título universitario (utilizando como proxy el haber presentado el examen Saber Pro dentro de los siete años posteriores a la escuela secundaria), restringiendo la muestra a los estudiantes que asisten a la universidad inmediatamente después de la escuela secundaria. La columna (7) informa los impactos sobre la probabilidad de asistir a cualquier programa de posgrado dentro de los seis años posteriores a la escuela secundaria. Finalmente, las columnas (8) y (9) reportan los impactos en el puntaje de la prueba Saber Pro para exámenes tomados dentro de los cinco y siete años posteriores a la finalización de la escuela secundaria, respectivamente. Ver las notas bajo la Tabla 1 para otros detalles. Fuentes: Cálculos de los autores con base en Saber 11 (ICFES), Sisbén (DNP), SNIES (MEN) y SABRE PRO (ICFES).