

Informe Final: Efectos de corto y mediano plazo de la inclusión del ranking de enseñanza media en el sistema de admisión a la Universidad en Chile

Carolina Concha-Arriagada y Nieves Valdés*

25 de febrero de 2025

Resumen

Este trabajo de investigación evalúa el efecto de la inclusión del ranking de notas de enseñanza media en el sistema centralizado de admisión a las universidades en Chile sobre la elección de establecimiento educativo durante la enseñanza media, la decisión de matricularse en la universidad, y las decisiones de incorporarse al mercado laboral y de fertilidad una vez terminada la educación media.

El estudio utiliza datos administrativos de diversas instituciones del gobierno chileno, abarcando una muestra de 1.923.142 estudiantes matriculados en 4to medio entre 2010 y 2019. La estrategia empírica incluye estudios de eventos, diferencias en diferencias y diferencias en discontinuidades para identificar los efectos causales de la política.

Los resultados principales indican que la inclusión del ranking aumentó la probabilidad de matrícula universitaria para estudiantes de colegios públicos y subvencionados, beneficiando especialmente a aquellos cuyas madres no completaron la educación media. La política también indujo comportamientos estratégicos, como el cambio de colegio en 4to medio para mejorar la posición en el ranking relativo, especialmente entre estudiantes con madres más educadas. Además, la política de ranking redujo la probabilidad de que los estudiantes tengan hijos dentro de los tres años siguientes a su graduación de la educación media y aumentó la probabilidad de cotizar en el sistema de seguro de desempleo tres años después de matricularse en una carrera universitaria, reflejando una mayor participación laboral.

1. Introducción

La desigualdad en el acceso a la universidad, ya sea por el origen social, raza, nivel económico o país de origen de los postulantes, es un problema vigente en muchos países. Una mayor equidad en el acceso a la educación superior puede aumentar la movilidad socioeconómica de un país, reducir la segregación y permitir a las sociedades crecer más rápido cuando el talento es asignado eficientemente. Esto no necesariamente sucede cuando estudiantes talentosos provenientes de sectores vulnerables no

*Carolina Concha-Arriagada, Teachers College, Columbia University. Nieves Valdés, Escuela de Negocios, Universidad Adolfo Ibáñez. Agradecemos al staff del Ministerio de Desarrollo Social por su colaboración y apoyo durante el desarrollo del proyecto, y a Alberto Vega Macaya por su excelente trabajo como asistente de investigación.

tienen las mismas oportunidades (Bleemer, 2021; Chetty et al., 2020; Estevan et al., 2019; Otero et al., 2021; Melo, 2021; Black et al., 2023; Kapor, 2024). Diferentes países han adoptado diversas políticas para mitigar la desigualdad en el acceso a la universidad. En los Estados Unidos, por ejemplo, se han implementado políticas de acciones afirmativas (“affirmative action”) para aumentar la representación de minorías raciales y étnicas en las universidades, mientras que en Brasil se han utilizado cuotas en el número de cupos asignados en las universidades estatales a estudiantes provenientes de colegios públicos.

En Chile se han realizado importantes esfuerzos para aumentar la presencia de estudiantes vulnerables en las instituciones de educación superior. Entre ellos destacan la implementación de la gratuidad de la Prueba de Admisión a la Universidad en 1998 para estudiantes de colegios públicos y particulares subvencionados, la inclusión del ranking de la enseñanza media en el sistema de admisión a la universidad a partir del año 2012 y la gratuidad de las carreras de educación superior implementada progresivamente en los últimos años.¹ Todos estos esfuerzos han buscado reducir la fuerte asociación existente entre las oportunidades de ingreso a la universidad de los estudiantes, su nivel socioeconómico y la calidad de la educación básica y media que recibieron. Aun así, el acceso a las universidades sigue presentando inequidades: cerca del 30 % de los jóvenes en edad universitaria en 2017 provenientes del primer quintil de ingresos tuvo acceso a la educación superior, mientras que el 55 % de los estudiantes del quinto quintil de ingresos accedió a la universidad ese mismo año, según datos de la Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (Casen) del año 2017.

Una de las mayores preocupaciones con las políticas que buscan ayudar a los grupos menos representados en la educación superior es que podrían generar conductas estratégicas en estudiantes que no pertenecen al grupo beneficiado o cambiar las decisiones de los estudiantes durante la enseñanza media. Este tipo de respuestas no solo podría afectar el resultado de las políticas educacionales, sino también el sistema de educación en su conjunto. Por ejemplo, en el estado de Texas en Estados Unidos, la política de entregar acceso directo a las universidades públicas al 10 % de los mejores estudiantes egresados cada año no logró reducir la segregación en las universidades, pero sí generó que los cursos de 4to medio en las escuelas fueran menos segregados racialmente. En el caso de Chile, luego de la introducción del ranking se observó una importante transferencia de estudiantes en 4to medio para mejorar sus puntajes ranking.

Los resultados post-universidad, independientemente del tipo de política de admisión, también han sido estudiados en la literatura, encontrando resultados mixtos. Zimmerman (2019) encuentra que solo los estudiantes hombres de alto nivel socioeconómico se benefician de asistir a una carrera de

¹Esta prueba se llamaba Prueba de Aptitud Académica (PAA) hasta 2003, luego modificada a la Prueba de Selección Universitaria (PSU) que rigió hasta 2019.

negocios en Chile. [Black et al. \(2023\)](#) considera los efectos distributivos de la política antes mencionada en Texas, EE.UU., y encuentran que la política introducida por razones de igualdad también mejoró la eficiencia.

Este trabajo de investigación busca proveer nueva evidencia sobre los efectos de políticas tendientes a reducir las desigualdades en el acceso a la educación terciaria. Específicamente, se evaluará cómo la inclusión del ranking de notas de enseñanza media en el sistema centralizado de admisión a las universidades en Chile afectó la elección de establecimiento educativo durante la enseñanza media, la decisión de matricularse en la universidad, y las decisiones de incorporarse al mercado laboral y de fertilidad una vez terminada la educación media.

Esta investigación está relacionada y complementa al menos tres áreas de estudio. Primero, con nuestro análisis relacionado a los estudiantes que se cambiaron de liceos para beneficiarse del programa ranking, contribuimos al entendimiento de las consecuencias inesperadas de las políticas públicas educacionales, especialmente en términos de los efectos que tienen las políticas de acceso a la universidad en las decisiones de los estudiantes y padres durante la enseñanza básica y media. Estudios previos han demostrado que las políticas de acceso a la universidad afectan el esfuerzo de los estudiantes ([Grau, 2018](#); [Bodoh-Creed and Hickman, 2017](#); [Tincani et al., 2022](#); [González and Johnson, 2018](#)), las horas que dedican a estudiar ([Caldwell, 2010](#)), la asistencia ([Akhtari et al., 2020](#)), la probabilidad de no terminar la enseñanza media ([Cáceres-Delpiano et al., 2018](#)) y sus resultados en exámenes “importantes” como la PSU. Un área de la literatura muy cercana a esta investigación es el estudio de la elección de colegio como resultado de políticas de “affirmative action” en el contexto de Estados Unidos ([Cullen et al., 2013](#)), Brasil ([Mello, 2023](#)) y [Concha-Arriagada \(2024\)](#) en el caso de Chile. Estas investigaciones, al igual que el presente trabajo, encuentran que los estudiantes reaccionan escogiendo diferentes tipos de escuelas cuando las políticas de admisión a la universidad cambian.

Segundo, contribuye a la literatura que ha estimado los efectos de las políticas de admisión. Esta literatura ha demostrado que el contexto y el diseño de las políticas importan cuando se analizan los resultados de los estudiantes que se buscaba ayudar ([Andrews and Stange, 2019](#); [Angrist et al., 2020](#); [Harris and Mills, 2021](#); [Kapor, 2024](#); [Long et al., 2010](#)), y sus efectos distributivos ([Otero et al., 2021](#); [Bleemer, 2021](#); [Black et al., 2023](#); [Melo, 2021](#); [Reyes, 2022](#); [Bucarey, 2017](#)). Usando una estrategia de diferencias en discontinuidades, implementada por [Laaaj et al. \(2022\)](#) en el contexto de Colombia, analizamos el impacto de la política en los estudiantes que se encuentran en el entorno cercano a la nota de corte para ser admitidos en diferentes carreras.

Finalmente, esta investigación contribuye a la literatura que ha estudiado diferentes aspectos de la política del ranking. En este sentido, [Gil et al. \(2013\)](#) realizan un análisis descriptivo de la política

de ranking, sus determinantes históricas, las experiencias que han tenido particulares universidades aceptando a los mejores estudiantes de colegios vulnerables, y simulan los resultados que tendría la política del ranking después de su implementación. [Casanova \(2015\)](#) estudia los efectos, en términos de equidad, de la política de ranking en los años 2012 a 2014, no encontrando efectos en dimensiones socioeconómicas de los estudiantes que tienen acceso a la universidad luego de la inclusión del puntaje ranking. [González and Johnson \(2018\)](#), mientras tanto, estudia los esfuerzos de los estudiantes usando las notas de enseñanza media. Utilizando una metodología similar, encuentran que hay movimiento de estudiantes, pero que es intangible. En el mismo espíritu, [Fajnzylber et al. \(2019\)](#) estima que los centros educativos también modificaron sus decisiones y realizaron un proceso de incremento de notas no justificado (“inflación de notas”). Finalmente, haciendo uso de simulaciones para diferentes ponderaciones del ranking, [Larroucau et al. \(2015\)](#) analizan la inclusión del ranking sobre el número de estudiantes aceptados en la universidad según sexo, nivel de ingreso y tipo de establecimiento (públicos, subvencionados y privados). Un supuesto importante que hace este estudio es que no existen respuestas estratégicas de los estudiantes, mientras que en nuestro trabajo encontramos evidencia a favor de la existencia de tal comportamiento. [Reyes \(2022\)](#) analiza los efectos distributivos de los primeros dos años de la política del ranking, donde no se esperaban comportamientos estratégicos, mientras que [Concha-Arriagada \(2024\)](#) estudia los efectos estratégicos creados en 2014, cuando se hizo pública la fórmula de cálculo del puntaje ranking.

El presente informe se encuentra estructurado de la siguiente manera. La sección 2 describe las características más destacadas de la política bajo estudio y su implementación. La sección 3 entrega detalles de las fuentes de datos analizadas y la muestra de trabajo. En la sección 4 se describe la metodología empírica utilizada para cuantificar el efecto de interés y en la sección 5 se presentan los resultados obtenidos. La sección 6 resume los hallazgos obtenidos durante este proyecto de investigación.

2. Descripción de la política analizada

En el constante esfuerzo de reducir la brecha en el acceso a la universidad de estudiantes provenientes de escuelas con diversos niveles de calidad educativa, en junio de 2012, el Consejo de Rectoras y Rectores de las Universidades Chilenas (CRUCH) decidió sumar a la PSU y las notas de enseñanza media (NEM) un nuevo componente para el cálculo del puntaje de postulación a la universidad: el ranking relativo estandarizado de egreso del colegio de los estudiantes.

Esta política educacional buscaba ayudar a estudiantes con buen rendimiento durante la enseñanza media y provenientes de escuelas con deficientes resultados históricos en la PSU en la postulación a

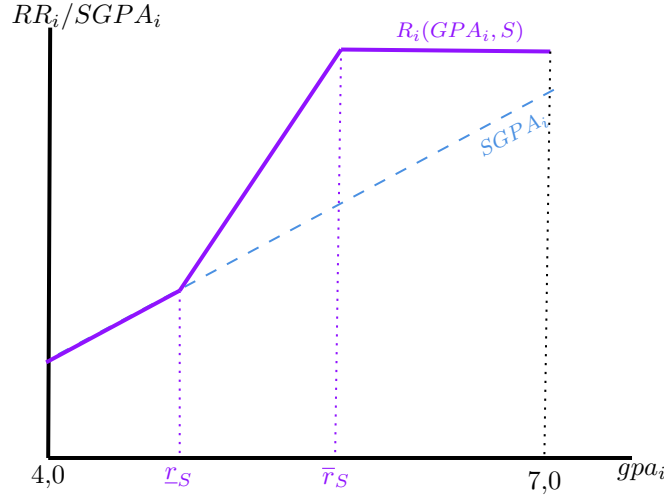
las universidades con mejores puntajes de admisión. Así, la intención era beneficiar especialmente a estudiantes de buen rendimiento que residen en zonas vulnerables y, simultáneamente, mejorar la tasa de graduación de las universidades, que no superaba el 50 % en 2009, según datos de la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico (OCDE).

Hasta el proceso de admisión 2015, el ranking relativo comparaba a los estudiantes con las tres cohortes anteriores en la escuela secundaria de la que se graduaron. Cabe destacar que, dado que los estudiantes se comparaban con cohortes anteriores en la misma escuela secundaria, no “competían” con estudiantes que se graduaban en el mismo año por un ranking relativo más alto. Desde el proceso de admisión 2016, se modificó el grupo relativo de comparación considerando todos los colegios donde el estudiante cursó algún curso de enseñanza media.

El ranking relativo estandarizado, independientemente del proceso de admisión, se calcula utilizando una función no lineal de las notas de enseñanza media de la(s) escuela(s) secundaria(s) del estudiante. Hasta el proceso de admisión 2015, solo se consideraba el colegio de graduación para comparar a los estudiantes con las cohortes anteriores, mientras que desde el proceso de admisión 2016 se analiza para cada año escolar si el promedio de notas del estudiante está por debajo de la media de las tres cohortes anteriores del colegio donde cursó dicho grado. Si ese es el caso, el estudiante recibe la misma puntuación que el NEM. Si está por encima de esta media pero por debajo del mejor estudiante entre las tres cohortes anteriores, recibe una puntuación superior a la del NEM para este componente. Finalmente, si el estudiante tiene un promedio de notas anual superior al del mejor estudiante entre las tres cohortes anteriores, recibe el máximo de puntos permitidos para este componente, que es de 850 puntos. Luego del cálculo anual, se realiza una ponderación simple para calcular el puntaje de ranking de enseñanza media.

La Figura 1 ilustra gráficamente cómo se calcula el ranking relativo para cada grado. La línea azul representa la función que relaciona el promedio de calificaciones de los cuatro años de secundaria del estudiante con su puntuación para el acceso a la universidad. La línea morada ilustra la función no lineal existente entre el promedio de calificaciones y el ranking relativo estandarizado. $\underline{r}_S$ representa el promedio de calificaciones para las tres cohortes anteriores a la del estudiante analizado en el colegio, y $\bar{r}_S$ representa el promedio máximo en tres cohortes anteriores.

Figura 1: Representación gráfica del componente del ranking relativo en la nota de postulación a la universidad.

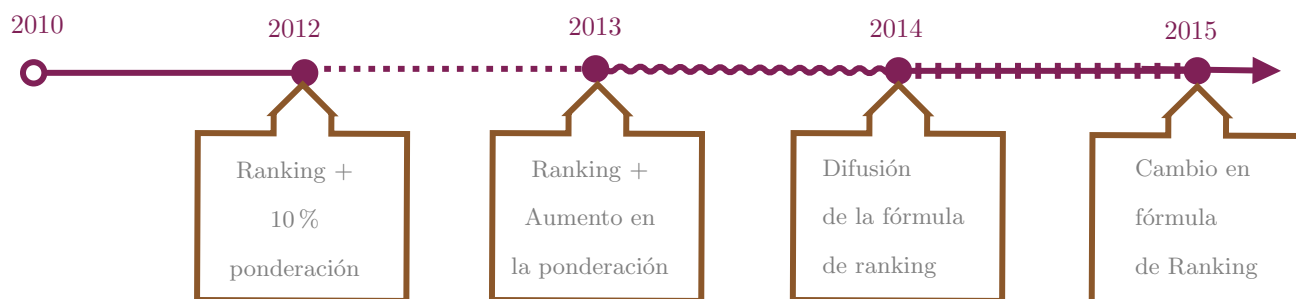


Notas: Este gráfico muestra la fórmula utilizada en Chile para crear el ranking relativo (RR). La línea azul punteada muestra la fórmula del promedio de notas estandarizado del estudiante (NEM) como función de su promedio de notas. La línea morada continua representa la fórmula no lineal para calcular el RR en función del promedio de notas. r_S representa el promedio de las tres cohortes anteriores que se graduaron en la escuela S . $\bar{r}_S$ representa el umbral máximo, que es igual al promedio de notas del mejor estudiante de las tres cohortes anteriores.

Es importante mencionar que la principal razón por la que se cambió el grupo de comparación para el cálculo del ranking para los procesos de admisión desde el 2016 fue porque el grupo utilizado anteriormente creaba incentivos para cambiarse de escuela en 4to medio para algunos estudiantes. Este proceso de fuga de estudiantes desde algunos colegios solo se dio en 2014, dado que entre los años académicos 2012 y 2013, los estudiantes no fueron informados de cómo se calculaba el ranking relativo. Adicionalmente, todas las universidades pertenecientes y adjuntas al Consejo de Rectoras y Rectores de las Universidades Chilenas (CRUCH) incorporaron una ponderación del 10% para el ranking relativo en el proceso de 2012, alterando solo la ponderación del promedio de notas de enseñanza media (NEM). En 2013, sin embargo, se modificaron las ponderaciones relativas de los tres requisitos: la nota obtenida en la PSU, el promedio de calificaciones de enseñanza media y el ranking relativo. En 2014, el CRUCH hizo transparente y público cómo se calculaba el ranking relativo. En estos esfuerzos de difusión, se hizo especial énfasis en clarificar que en el proceso 2014 el ranking relativo solo comparaba a cada estudiante con cohortes pasadas de la escuela secundaria en la que estaba cuando postuló a la universidad, en lugar de considerar todas las escuelas a las que potencialmente asistió durante el proceso de cuatro años de secundaria. Finalmente, y como se ha mencionado anteriormente, en 2015 el CRUCH cambió la política para que el grupo de comparación de cada estudiante esté compuesto por todas las escuelas a las que asistió durante la secundaria. Para verificar que la información se hizo más transparente durante el 2014, las investigadoras revisaron los documentos que se publican en la página web de la PSU. Ahí se pudo comprobar que para los años 2012 y 2013 no se menciona (ni en el texto ni tampoco

en forma gráfica) cómo se calcula el ranking de un estudiante, mientras que en la información publicada en junio del 2014 se menciona en el texto cómo de forma gráfica (ver Figura 2).

Figura 2: Periodos de cambios en la política de ranking.



Notas: Este gráfico muestra de forma concisa los principales cambios que se hicieron a la política durante su implementación.

Así, es de esperar que, de existir un comportamiento estratégico por parte de los estudiantes, en el sentido de cambiar de colegio durante el último año de la escuela media para subir su posición en el ranking relativo y, a su vez, incrementar la nota de postulación a la universidad, esto ocurriría especialmente en la cohorte que se graduó en el año 2014. Si bien la inclusión del ranking relativo fue completamente implementada en el año 2013, el conocimiento de los detalles de cómo operaba entre los estudiantes y sus familias era muy bajo como para incentivar un cambio de colegio. Por otra parte, con la modificación realizada en el año 2015, la ganancia potencial de cambiar de colegio en el último año de la escuela media se redujo sustancialmente.

Las ganancias potenciales que puedan aprovechar los estudiantes al cambiarse de colegio no es un fenómeno homogéneo para todos los estudiantes. Por un lado, depende de la trayectoria previa del estudiante y de la calidad del colegio al que asiste, previo a la reforma de la política. Otra dimensión relevante es la capacidad de los padres para entender la reforma y así tomar decisiones estratégicas en función de potenciales ganancias para sus hijos. Adicionalmente, los padres tienen que resolver el “trade-off” entre cambiar a su hijo de colegio en búsqueda de una posición más alta en el ranking versus mantenerlo en un colegio de alta calidad que potencialmente lo prepare mejor para la PSU. En este sentido, es de esperar un mayor efecto para aquellos estudiantes que tengan madres con un mayor nivel educativo, y en especial cuyos hijos asistan a colegios públicos.

3. Descripción de la muestra y datos

En el presente estudio se utilizan diversas bases de datos administrativas provenientes de cuatro instituciones del Gobierno de Chile: (1) Ministerio de Educación; (2) Ministerio de Desarrollo Social y

Familia; (3) Servicio de Registro Civil e Identificación; y (4) Administradora de Fondos de Cesantía.

Con las bases provenientes del Ministerio de Educación obtenemos la información de avance académico de los estudiantes, incluyendo matrícula y desempeño académico tanto en la educación media como en la educación superior. Específicamente, utilizamos las bases de Rendimiento escolar (años 2009 al 2022) para identificar a los estudiantes que se encuentran matriculados en 4to medio en un año dado y registrar el o los establecimientos educativos en los que se matriculó durante dicho curso. De las bases de datos PSU Inscritos y puntajes (años 2012 al 2022), obtenemos la información necesaria para construir la posición de cada estudiante en el ranking relativo considerado para la admisión en la educación superior. Con las bases de datos NEM y Percentiles Jóvenes (años 2016 al 2022) y Notas y Egresados de Enseñanza Media (años 2009 al 2022) construimos las variables que identifican a los estudiantes cuya nota de admisión a la universidad se ve modificada por la inclusión del ranking. Para identificar a los estudiantes que se matriculan en una carrera universitaria, e identificar si lo hacen en la carrera indicada como primera o segunda preferencia en el proceso de admisión, utilizamos las bases PSU Formulario de postulación y selección (años 2009 al 2022) y PSU Formulario de matrícula (años 2009 al 2022).

La información disponible en la base Hijos (registros de certificados de nacimientos hasta diciembre de 2022), provista por el Servicio de Registro Civil e Identificación, nos permite saber si los estudiantes tienen hijos en los años siguientes a una potencial matrícula en una carrera universitaria. Con esta información construimos el outcome sobre decisiones de fertilidad, una variable binaria que toma valor igual a uno si encontramos un registro de nacimiento en los tres años posteriores a la matrícula del estudiante en 4to medio y que lo identifica como madre o padre, y cero en caso contrario.

Esta misma base de datos nos permite identificar a las madres de los estudiantes para buscar la información sobre su nivel educativo en las bases Ficha de Protección Social (registros de junio y diciembre entre los años 2007 y 2015) y Registro Social de Hogares (registros de junio y diciembre entre los años 2016 y 2022).

Finalmente, de las bases de datos de la Administradora de Fondos de Cesantía obtenemos información sobre cotizaciones realizadas en este fondo, una proxy para reflejar la empleabilidad de los estudiantes en los años posteriores a terminar la educación media. Específicamente, construimos una variable binaria que toma el valor uno si el estudiante realizó al menos seis cotizaciones a lo largo de un año (no necesariamente consecutivas) en la Administradora de Fondos de Cesantía, para el año calendario correspondiente a tres años posteriores a la matrícula del estudiante en 4to medio, y cero en caso contrario. Así, esta variable refleja empleabilidad para trabajadores dependientes regidos por el Código del Trabajo y trabajadores de establecimientos privados de educación.

Para el análisis realizado construimos una base de datos de 1.923.142 estudiantes matriculados en 4to medio en un colegio diurno, entre los años 2010 y 2019. La Tabla 6 en el Anexo presenta estadísticos descriptivos básicos para esta muestra. De este grupo de estudiantes, 1.653.902 dieron la PSU al finalizar el 4to medio, lo que nos permite estudiar para este grupo los outcomes de decisiones de matricularse en la universidad, y las decisiones de participación en el mercado laboral y de fertilidad producidas por el potencial incremento en la probabilidad de matricularse en la universidad.

Además de estudiar el efecto de la política para el grupo completo de estudiantes, realizamos el análisis para sub-muestras definidas según la dependencia del colegio al que asiste el estudiante (público, privado subvencionado o privado), la región en la que se encuentra el colegio (separadamente para la Región Metropolitana y la Región de Valparaíso), el sexo asignado al nacer del estudiante, y el nivel educativo de la madre del estudiante.² Es posible hacer esta última caracterización para 1,305,436 estudiantes cuya familia tiene al menos un registro en la Ficha de Protección Social (FPS) o el Registro Social de Hogares (RSH) entre los años 2007 y 2022, Con este propósito generamos tres categorías excluyentes: estudiantes cuya madre (1) no completó la educación media (25 %), (2) completó la educación media (62 %), y (3) completó estudios superiores, tanto técnico-profesionales como universitarios (13 %).

En algunos de los análisis realizados, por razones metodológicas, restringimos la muestra de trabajo a la información correspondiente a los años 2010 al 2013, que incluye 722.684 estudiantes. Dentro de esta muestra, contamos con información del nivel educativo de la madre para 416.303 estudiantes.

También por razones metodológicas, construimos otra muestra de trabajo en la que incluimos información de los estudiantes que terminaron el 4to medio entre los años 2010 y 2013, realizaron la PSU y postularon al menos a una carrera en el año siguiente a la graduación del colegio. Considerando que cada observación es una combinación carrera-estudiante, obtenemos una muestra con 455.450 observaciones y disponemos de información sobre el nivel educativo de la madre del estudiante para 218.905 observaciones.

4. Estrategia empírica

Para evaluar distintos aspectos del potencial efecto de la modificación de la política de acceso a la universidad con la incorporación del ranking, utilizamos diferentes estrategias de identificación. Específicamente, para proveer evidencia sobre el potencial incentivo a cambiarse de colegio, empleamos un estudio de eventos. Para cuantificar el efecto sobre la probabilidad de matricularse en una

²Resultados para la Región del Bio-Bio son similares a la Región de Valparaíso en la mayoría de los análisis realizados y están disponibles para ser solicitados a las autoras.

universidad del sistema centralizado de admisión, utilizamos un diseño de diferencias en diferencias. Finalmente, utilizamos un diseño de diferencias en discontinuidades para evaluar cómo el cambio en la política de admisión afecta decisiones de participación laboral y fertilidad debido a las modificaciones que produce en la probabilidad de que los estudiantes se matriculen en una carrera universitaria.

4.1. Estudio de eventos: cambio de colegio en 4to medio

La metodología que utilizamos para estudiar el impacto de la incorporación del ranking relativo en el proceso de admisión a la universidad en la elección de colegio en 4to medio es la implementación de estudios de eventos. Esta estrategia empírica implica la comparación del outcome de interés en dos dimensiones o “diferencias”. La primera es temporal e implica medir cambios relevantes en la tendencia del outcome bajo análisis, antes y después de que ocurre el cambio de política o “evento”, en nuestro caso en el año 2014. La segunda diferencia consiste en comparar el outcome de interés entre los grupos que son potencialmente afectados por la política y aquellos que no lo son. El supuesto que identifica los resultados causales en esta estrategia empírica es que, en ausencia de la política del ranking de notas, el diferencial en nuestra variable de interés (por ejemplo, la probabilidad de cambiarse de escuela en cuarto medio) entre el grupo de estudiantes tratados y no tratados hubiese seguido la misma evolución. Aunque este supuesto no es directamente posible de validar con los datos, en la literatura relacionada se utiliza como evidencia a favor de la validez del supuesto el hecho de que existan tendencias paralelas en los periodos previos al cambio de política, en el outcome entre tratados y controles.

Aunque los estudios de eventos son una de las estrategias empíricas más populares, la construcción de las dos diferencias que considera dependen completamente del análisis en cuestión. En nuestro caso, consideramos que la primera diferencia es clara dado que es la difusión clara y efectiva de la inclusión del ranking. Para la segunda diferencia utilizamos la idea de que los estudiantes que pueden obtener una ganancia al cambiarse de escuela (usualmente llamados “tratados”) son los estudiantes para los que existe un colegio en un radio cercano a su residencia, que le permitiría aumentar en 15 o más puntos su puntaje de ranking. Consideramos como “radio cercano a la residencia” una distancia de 4 kilómetros o menos del colegio en el que hizo el 5to básico.

Así definido, el estudio de eventos se estima utilizando la siguiente ecuación:

$$y_{is_i t} = \delta_{s_i} + \delta_t + \sum_{\tau=2010, \tau \neq 2013}^{2021} \beta_{\tau} \mathbb{1}(t = \tau) \cdot gp_{s_i} + \epsilon_{is_i t}, \quad (1)$$

donde $y_{is_i t}$ el outcome de interés para el estudiante i que está matriculado en 4to medio en el colegio s en el año t ; δ_{s_i} es un conjunto de variables binarias que representan efectos fijos a nivel del colegio en el que el estudiante inició el año académico; δ_t es un conjunto de variables binarias que representan

efectos fijos de tiempo para los años 2010 al 2021; gp_{s_i} toma valor 1 si el estudiante puede obtener al menos 15 puntos en el puntaje ranking (ganancia potencial) cambiándose a un colegio ubicado en un radio cercano a su residencia, y 0 en caso contrario; y $\epsilon_{is_i t}$ es un error idiosincrático.

La ecuación 1 se estima por OLS con errores robustos a la presencia de heteroscedasticidad. La decisión de utilizar modelos de probabilidad lineal obedece a que la alternativa de utilizar modelos no lineales (estimados por Máxima Verosimilitud, como probit o logit) no tiene ventajas metodológicas evidentes, ambos descansan en supuestos funcionales no contrastables en los datos y el modelo lineal presenta una ventaja en términos de recursos computacionales necesarios. Es importante de destacar que ambos tipos de modelos de probabilidad requieren el mismo supuesto de exogeneidad en las variables explicativas para su consistencia, validado en nuestro análisis con el uso del estudio de eventos como estrategia de identificación.

4.2. Diferencias en Diferencias: matricula universitaria

Similar al estudio de eventos, realizamos la evaluación del efecto de la política sobre la probabilidad de matricularse en una universidad perteneciente al sistema de acceso a la universidad, mediante la comparación de dicha probabilidad antes y después de la implementación de la política, ocurrida en el año 2012, y entre aquellos estudiantes cuya posición en el ranking relativo les permitió obtener un “bono” en su nota de postulación a la universidad (tratados), y aquellos que no ven cambiada su situación (no tratados).

Esta estrategia de identificación es válida en el contexto de eventos fortuitos o cuasi-experimentos, es decir, un evento que asigna el tratamiento a los individuos de manera similar a una asignación aleatoria y en el que no hay posibilidad de que los individuos se auto-seleccionen en el tratamiento. Como describimos en las secciones anteriores, una vez conocidos los detalles de la política por parte de los estudiantes y sus apoderados a partir del año 2014, existieron potenciales incentivos a obtener el “bono” por ranking cambiándose de colegio. Este potencial comportamiento estratégico implica la posibilidad de que haya auto-selección en el tratamiento desde el año 2014, e impone la necesidad de restringir el uso del diseño de diferencias en diferencias a los años 2010 al 2013, considerando el año de implementación de la política el 2012,

El modelo empírico con el que implementamos el estimador de diferencias en diferencias es:

$$y_{it} = \alpha + \beta \mathbb{1}(Bono)_i \times \mathbb{1}(Post2012)_t + \gamma \mathbb{1}(Bono)_i + \delta_t + \epsilon_{it}, \quad (2)$$

donde $t = 2010, \dots, 2013$. $\mathbb{1}(Bono)_i$ es una variable binaria que toma valor 1 para los estudiantes que

tienen un “bono” en el puntaje de postulación debido a que su puntaje ranking es mayor al puntaje NEM, y cero en caso contrario. $1(Post2012)_t$ es una variable binaria que toma el valor 1 para los años 2012 y 2013, y cero para los años 2010 y 2011, δ_t es un conjunto de variables binarias que representan efectos fijos temporales para los años 2011 al 2013. ϵ_{it} es un shock idiosincrático. El parámetro β cuantifica el efecto de la política bajo análisis sobre el outcome y_{it} .

El supuesto crucial para la identificación del efecto de interés usando el diseño de diferencias en diferencias es que, en ausencia de tratamiento, los individuos tratados y no tratados sean similares “en tendencia”. Para dar evidencia sobre la validez de este supuesto, conocido como el supuesto de tendencias paralelas, se debe mostrar que no existen diferencias sistemáticas en el outcome bajo análisis entre tratados y no tratados, en los años previos al tratamiento, es decir, los años 2010 y 2011,

La ecuación (2) se estima por OLS con errores robustos a la presencia de heteroscedasticidad.

4.3. Diferencias en Discontinuidades: decisiones de participación laboral y fertilidad

Los cambios en la decisión y/o posibilidad de matricularse en la universidad tienen la potencialidad de afectar resultados de mediano plazo como la participación laboral y la decisión de tener hijos en los años en los que se realizan estudios universitarios. Para analizar si este efecto se produjo en el contexto del cambio de política de admisión universitaria, utilizamos un diseño de Diferencias en Discontinuidades, que combina los aspectos fundamentales del diseño de Regresión Discontinua con la estrategia de Diferencias en Diferencias presentada en la Sección 4.2.³

La existencia de notas de corte en la admisión a la universidad abre la posibilidad de utilizar un diseño de Regresión Discontinua (RD) para estudiar el efecto de matricularse en una carrera universitaria sobre los outcomes de interés.⁴ Específicamente, compararemos los outcomes de interés para estudiantes en el entorno cercano de la nota de corte (variable de asignación al tratamiento) para ser admitidos a una carrera universitaria. La idea fundamental del diseño de RD es que los individuos a la izquierda y a la derecha de la nota de corte deben ser muy parecidos, excepto en el hecho de matricularse en la universidad, lo que permite considerar a los primeros como un contrafactual creíble de los segundos. Debido a que el interés es estimar el efecto de matricularse en la universidad, y no todas las personas que son admitidas se matriculan, en nuestro análisis utilizaremos un diseño de Regresión

³El diseño de Diferencias en Diferencias podría ser utilizado para el objetivo de este apartado. Sin embargo, preferimos el diseño de Diferencias en Discontinuidades por al menos dos razones. Aún bajo el supuesto de tendencias paralelas entre tratados y no tratados, los outcomes de participación laboral y fertilidad no son el objetivo explícito de la política analizada. Adicionalmente, el diseño de Diferencias en Discontinuidades nos permite verificar que el cambio observado en los outcomes se debe al cambio en la matrícula inducido por la política analizada y no a otros cambios institucionales que afecten participación laboral y fertilidad de forma contemporánea.

⁴El diseño de Regresión Discontinua ha sido utilizado anteriormente por diversos autores para estudiar diferentes aspectos de la educación superior en Chile, entre ellos Zimmerman (2019) y Barrios-Fernández et al. (2024).

Discontinua Borroso.

El modelo empírico con el que implementamos el estimador de Diferencias en Discontinuidades de forma paramétrica es:

$$\begin{aligned}
y_{ict} = & \alpha + \beta_1 M_{ict} \times (AS_{ict} - k_{ct}) \times \mathbb{1}(Post2012)_t + \beta_2 M_{ict} \times (AS_{ict} - k_{ct}) \\
& + \beta_3 M_{ict} \times (AS_{ict} - k_{ct}) + \beta_4 M_{ict} \times \mathbb{1}(Post2012)_t + \beta_5 M_{ict} \\
& + \gamma_1 (AS_{ict} - k_{ct}) \times \mathbb{1}(Post2012)_t + \gamma_2 (AS_{ict} - k_{ct}) + \epsilon_{it},
\end{aligned} \tag{3}$$

donde i indexa estudiantes, c indexa carreras a las que postula el estudiante, y $t = 2010, \dots, 2013$. M_{ict} es una variable binaria que toma valor 1 para los estudiantes que se matricularon en la carrera c impartida por una universidad participante del sistema de acceso a la admisión universitaria en el año t , y cero en caso contrario. AS_{ict} es la nota de postulación a la carrera-universidad c en el año t para el estudiante i y k_{ct} es la nota de postulación del último seleccionado en la carrera-universidad c en el año t . Así, $(AS_{ict} - k_{ct})$ es la variable de asignación incluida en forma lineal (polinomio de orden 1). Esta variable es la distancia entre la nota de postulación del estudiante y la nota de corte de la carrera a la que postula, por lo que toma valor 0 o positivo para estudiantes que fueron admitidos a la carrera-universidad c y valores estrictamente negativos para aquellos no admitidos. $\mathbb{1}(Post2012)_t$ es una variable binaria que toma el valor 1 para los años 2012 y 2013, y cero para los años 2010 y 2011, ϵ_{it} es un shock idiosincrático. El parámetro β_1 mide el efecto causal que produce sobre el outcome de interés, y_{it} , la inclusión del ranking en la política de admisión, a través de su efecto sobre la decisión de matricularse en la universidad.

En este modelo empírico las variables que contienen la decisión de matricularse, M_{ict} , $M_{ict} \times (AS_{ict} - K_{ct})$, $M_{ict} \times \mathbb{1}(Post2012)_t$ y $M_{ict} \times (AS_{ict} - k_{ct}) \times \mathbb{1}(Post2012)_t$, son endógenas por ser una decisión del estudiante. Por esta razón, se instrumentan con la variable binaria de admisión a la universidad, $\mathbb{1}(AS_{ict} - k_{ct} \geq 0)$, exógena para el estudiante. La lista completa de instrumentos es $\mathbb{1}(AS_{ict} - k_{ct} \geq 0)$, $\mathbb{1}(AS_{ict} - k_{ct} \geq 0) \times (AS_{ict} - k_{ct})$, $\mathbb{1}(AS_{ict} - k_{ct} \geq 0) \times \mathbb{1}(Post2012)_t$ y $\mathbb{1}(AS_{ict} - k_{ct} \geq 0) \times (AS_{ict} - k_{ct}) \times \mathbb{1}(Post2012)_t$.

La validez del diseño de Diferencias en Discontinuidades es similar a la del diseño de Regresión Discontinua, considerando las observaciones de los distintos años de forma conjunta. En particular, se debe proveer evidencia de que no hay manipulación en el tratamiento (auto-selección) y que los individuos a los dos lados del punto de corte son suficientemente parecidos. Para validar el supuesto de no-manipulación, es usual mostrar que la distribución de observaciones a los dos lados del punto de corte no presenta un quiebre. Respecto a la evidencia en la similitud de las observaciones tratadas

vs. no tratadas, se debe mostrar que no existe una discontinuidad evidente en algún outcome que no debiese ser afectado por la política analizada.

Como en toda estimación de un diseño de Regresión Discontinua, se deben tomar decisiones respecto de la forma funcional con la que se incorpora la variable de asignación, $(AS_{ict} - k_{ct})$, y las observaciones efectivamente consideradas para la estimación, conocido como vecindad o bandwidth. En nuestro análisis exploramos polinomios de orden 1 y 2 para la variable de asignación, según lo sugerido por [Gelman and Imbens \(2019\)](#), y utilizamos el bandwidth óptimo obtenido siguiendo a [Calonico et al. \(2020\)](#). La ecuación (3) se estima por Mínimos Cuadrados en Dos Etapas con errores robustos a la presencia de heteroscedasticidad y clúster a nivel de estudiante.

5. Resultados

5.1. Cambio de colegio en 4to medio

La Tabla 1 muestra los resultados de la estimación de la ecuación (1) considerando como outcome de interés la probabilidad de cambiarse de colegio para estudiantes matriculados en 4to medio en el año 2014. Para la muestra que incluye a todos los estudiantes, encontramos un incremento estadísticamente significativo en dicha probabilidad de 0,6 puntos porcentuales (p.p.) para los estudiantes que tienen la posibilidad de ver aumentada su nota de postulación (aquellos con un colegio suficientemente cerca para aumentar su puntaje ranking en al menos 15 puntos, es decir, estudiantes tratados) respecto a los que no tendrían este potencial beneficio (no tratados). Este efecto representa un incremento de aproximadamente 16,43 % respecto de la probabilidad de cambiarse de colegio en 4to medio, que es de 3,65 % para la muestra de todos los estudiantes.

El efecto encontrado se explica especialmente por el comportamiento del grupo de estudiantes que al comienzo del año académico 2014 se encontraban matriculados en colegios públicos, y dentro de estos, por los estudiantes cuyas madres completaron al menos la educación media. Este mismo patrón se observa entre los estudiantes de la Región Metropolitana, con un efecto incluso mayor que para el total del país, mientras que no se observan diferencias relevantes según el sexo del estudiante. Finalmente, no encontramos efectos significativos para estudiantes que asisten a colegios de la Región de Valparaíso.

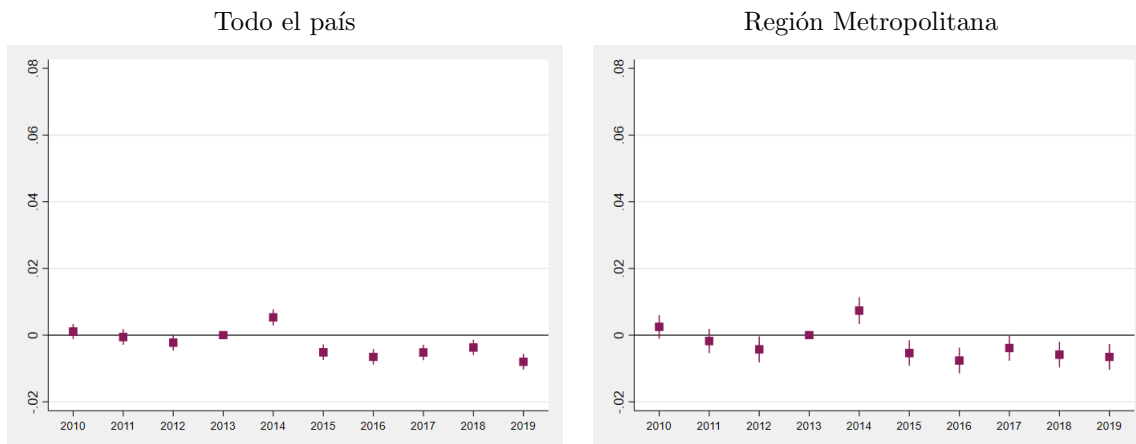
Tabla 1: Efecto de la incorporación del ranking en la política de admisión universitaria sobre la probabilidad de cambiarse de colegio para estudiantes matriculados en 4to medio en el año 2014.

Muestra	Todos				Región Metropolitana				Región de Valparaíso			
	Todos	Públicos	Subvencionados	Privados	Todos	Públicos	Subvencionados	Privados	Todos	Públicos	Subvencionados	Privados
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
<i>Todos</i>												
	0,006***	0,030***	-0,003*	0,009*	0,009***	0,067***	-0,007***	0,005	-0,001	-0,012	0,004	0,020
	(0,001)	(0,003)	(0,002)	(0,005)	(0,002)	(0,006)	(0,002)	(0,006)	(0,004)	(0,008)	(0,005)	(0,012)
Observaciones	1.923.142	620.673	935.936	163.188	737.415	149.479	416.546	97.263	190.415	52.623	97.525	18.457
<i>Estudiantes mujeres</i>												
	0,005***	0,031***	-0,006**	0,009	0,007**	0,067***	-0,009***	0,014	0,008	0,000	0,018***	0,030
	(0,002)	(0,003)	(0,002)	(0,008)	(0,003)	(0,008)	(0,003)	(0,01)	(0,005)	(0,011)	(0,007)	(0,018)
Observaciones	995.494	322.228	483.947	82.056	380.619	70.784	220.935	48.911	98.536	29.288	48.575	9.288
<i>Estudiantes varones</i>												
	0,007***	0,031***	0,001	0,009	0,011***	0,069***	-0,004	-0,001	-0,011**	-0,029**	-0,011	0,010
	(0,002)	(0,004)	(0,002)	(0,006)	(0,003)	(0,008)	(0,004)	(0,008)	(0,005)	(0,012)	(0,007)	(0,016)
Observaciones	927.647	298.445	451.988	81.132	356.796	78.695	195.611	48.352	91.879	23.335	48.950	9.169
<i>Madre del estudiante sin educación media completa</i>												
	0,006*	0,004	0,006	-0,006	0,005	0,012	0,003	-0,098	0,012	0,008	0,028	0,015
	(0,003)	(0,005)	(0,004)	(0,117)	(0,006)	(0,012)	(0,007)	(0,215)	(0,011)	(0,016)	(0,018)	(0,03)
Observaciones	325.620	156.209	138.191	535	90.152	26.714	55.167	219	21.722	10.181	8.986	74
<i>Madre del estudiante con educación media completa</i>												
	0,004*	0,022***	-0,004	-0,002	0,009***	0,061***	-0,009**	-0,05	0,001	-0,009	0,007	0,06
	(0,002)	(0,004)	(0,002)	(0,025)	(0,003)	(0,008)	(0,004)	(0,044)	(0,006)	(0,011)	(0,007)	(0,05)
Observaciones	810.857	278.661	428.359	9.029	297.392	68.466	191.730	3.644	87.430	26.900	48.369	1.608
<i>Madre del estudiante con educación superior completa</i>												
	0,003	0,044***	-0,008	-0,015	0,017**	0,074***	0,002	-0,056*	-0,001	-0,028	-0,003	0,027
	(0,004)	(0,01)	(0,005)	(0,024)	(0,008)	(0,023)	(0,009)	(0,034)	(0,012)	(0,034)	(0,013)	(0,056)
Observaciones	168.959	39.365	96.286	11.320	61.612	12.355	36.325	5.591	20.775	3.300	13.023	1.607

NOTA: Esta tabla muestra los estimadores del parámetro β en la ecuación (2), obtenidos por OLS. Debajo del coeficiente estimado y entre paréntesis se reportan errores estándar robustos a la presencia de heteroscedasticidad. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Como se observa en la Figura 3, el efecto sobre la probabilidad de cambio de colegio en 4to medio para los años anteriores a 2013 es no significativo tanto para todos los estudiantes del país como para los que asisten a colegios de la Región Metropolitana, lo que sustenta el diseño de estudios de eventos para la estimación del efecto de interés. Posterior al año 2014, se observa una reducción en la probabilidad de cambio de colegio, de magnitud inferior al efecto positivo encontrado para el año 2014.

Figura 3: Efecto de la incorporación del ranking en la política de admisión universitaria sobre la probabilidad de cambiarse de colegio para estudiantes matriculados en 4to medio.



NOTA: Esta figura muestra el cambio en la probabilidad de cambiarse de colegio durante el año lectivo para estudiantes de 4to medio, utilizando la ecuación (1) y estimadores por OLS. Las líneas verticales representan intervalos de confianza al 95 % obtenidos con errores estándar robustos a la presencia de heteroscedasticidad.

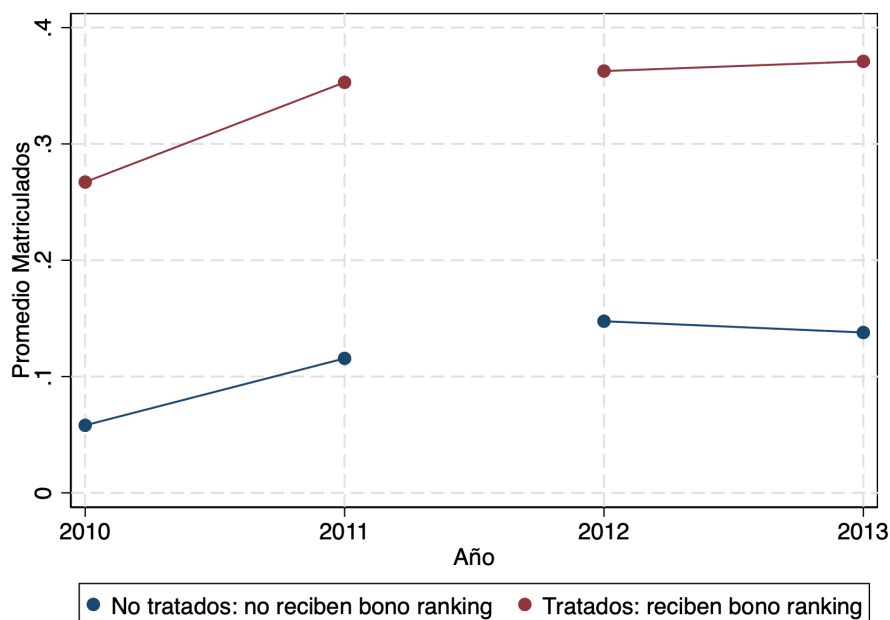
5.2. Matrícula en una universidad participante del sistema de acceso a la admisión universitaria

La incorporación del ranking al sistema de admisión universitario tiene la potencialidad de aumentar la probabilidad de que el estudiante sea admitido en una universidad participante del sistema de acceso a la admisión universitaria y que el estudiante decida tomar esta posibilidad y matricularse. Para este análisis utilizamos un diseño de Diferencias en Diferencias (descrito en la Sección 4.2) con la información del periodo 2010-2013 y considerando el año 2012 como el momento en el que se produce el cambio de política. En otras palabras, evaluamos la introducción del ranking con su diseño inicial. En este análisis incluimos a todos los estudiantes que terminaron el 4to medio entre los años 2010 y 2013. La Tabla 7 en el Anexo muestra estadísticos descriptivos básicos para los dos grupos compuestos por estudiantes tratados y no tratados, en los años anteriores y posteriores a la introducción del ranking en el proceso de admisión.

La credibilidad de esta estrategia de identificación se basa en la existencia de tendencias paralelas en el porcentaje de estudiantes que se matricula en una universidad participante del sistema de acceso

a la admisión universitaria, entre el grupo de estudiantes que efectivamente reciben el “bono” en su nota de postulación que implica la incorporación del ranking (tratados) y aquellos que no califican para recibirlo, para los que el cómputo de la nota de admisión sigue el mismo esquema que en los años 2010 y 2011 (no tratados). La Figura 4 muestra evidencia gráfica de la validez de este supuesto.

Figura 4: Evidencia de tendencias paralelas en la matrícula universitaria.



Notas: Este gráfico muestra la proporción de estudiantes matriculados en una universidad participante del sistema de acceso a la admisión universitaria. La línea azul corresponde a los estudiantes que no reciben “bono” por la introducción del ranking (no tratados). La línea roja corresponde a los estudiantes que reciben “bono” por la introducción del ranking (tratados).

La Tabla 2 muestra el efecto de la incorporación del ranking en la política de admisión universitaria sobre la probabilidad de matricularse en una universidad perteneciente al sistema de acceso a la admisión universitaria, para estudiantes de todas las regiones de Chile (columnas 1 a la 4), y separadamente para la Región Metropolitana (columnas 5 a la 8) y la Región de Valparaíso (columnas 9 a la 12). Adicionalmente, exploramos heterogeneidad en el efecto para colegios según su dependencia y para estudiantes según su sexo asignado al nacer y el nivel educativo de la madre.

Para los estudiantes de colegios públicos (colegios de todas las regiones de Chile y ambos sexos), encontramos evidencia estadísticamente significativa de que la probabilidad de matricularse en una universidad perteneciente al sistema de acceso a la admisión universitaria aumenta en 1,7 p.p. La probabilidad de matrícula promedio para la muestra de todos los estudiantes es de 21,6% por lo que el efecto estimado representa un incremento de aproximadamente 7,9%. De manera similar, encontramos evidencia de un incremento de 0,7 p.p. para los estudiantes de colegios subvencionados. Estos efectos positivos se ven compensados con una disminución de 10,7 p.p. para estudiantes de colegios privados,

lo que explica que no haya evidencia de un efecto significativo al considerar todos los estudiantes de forma conjunta. Para los estudiantes matriculados en colegios de la Región Metropolitana, encontramos evidencia de un efecto positivo y significativo para los colegios subvencionados (0,020 p.p.) y efectos negativos y significativos para estudiantes de colegios públicos y privados (-0,020 y -0,123 p.p., respectivamente). En la Región de Valparaíso, el efecto positivo se encuentra para estudiantes de colegios públicos (0,029 p.p.), compensado por efectos negativos en colegios subvencionados y privados (-0,017 y -0,076 p.p., respectivamente).

Considerando a los estudiantes de todos los colegios de Chile, el efecto positivo se explica por el incremento para estudiantes mujeres (0,019 p.p., aproximadamente 9,4 % considerando que la probabilidad de matrícula promedio para la muestra de todas las estudiantes es de 20,18 %), mientras que la probabilidad de matricularse disminuye para los estudiantes varones. Este mismo patrón se observa en las Regiones Metropolitana y de Valparaíso.

Adicionalmente, el efecto positivo alcanza valores más altos cuanto menor es el nivel educativo de la madre del estudiante en la muestra que incluye a todos los estudiantes, mientras que no hay evidencia de efectos distintos según el nivel educativo de las madres de estudiantes matriculados en colegios de la Región Metropolitana y de Valparaíso.

Tabla 2: Efecto de la incorporación del ranking en la política de admisión universitaria sobre la probabilidad de matricularse en una universidad perteneciente al sistema de acceso a la admisión universitaria.

Muestra	Todos				Región Metropolitana				Región de Valparaíso			
	Todos	Públicos	Subvencionados	Privados	Todos	Públicos	Subvencionados	Privados	Todos	Públicos	Subvencionados	Privados
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
<i>Todos</i>												
	0,001	0,017***	0,007***	-0,107***	-0,020***	-0,024***	0,020***	-0,123***	0,000	0,029***	-0,017*	-0,076***
	(0,002)	(0,003)	(0,003)	(0,007)	(0,003)	(0,006)	(0,003)	(0,009)	(0,006)	(0,008)	(0,009)	(0,021)
Observaciones	722.684	248.497	365.602	66.384	277.461	59.252	163.331	39.735	71.513	21.185	37.161	7.536
<i>Estudiantes mujeres</i>												
	0,019***	0,030***	0,028***	-0,095***	0,007*	0,009	0,037***	-0,100***	0,014*	0,032***	-0,015	-0,043
	(0,003)	(0,004)	(0,004)	(0,01)	(0,004)	(0,008)	(0,004)	(0,013)	(0,009)	(0,01)	(0,013)	(0,03)
Observaciones	377.377	131.064	191.051	33.067	145.237	28.502	88.751	19.779	37.165	11.825	18.658	3.755
<i>Estudiantes varones</i>												
	-0,024***	0,000	-0,022***	-0,124***	-0,055***	-0,053***	-0,010*	-0,149***	-0,022**	0,017	-0,021	-0,104***
	(0,003)	(0,005)	(0,004)	(0,009)	(0,005)	(0,009)	(0,006)	(0,012)	(0,01)	(0,015)	(0,013)	(0,028)
Observaciones	345.307	117.433	174.551	33.317	132.224	30.750	74.580	19.956	34.348	9.360	18.503	3.781
<i>Madre del estudiante sin educación media completa</i>												
	0,022***	0,026***	0,015***	-0,196	0,011*	0,004	0,011	-0,102	0,016	-0,001	0,009	-0,359
	(0,003)	(0,005)	(0,005)	(0,134)	(0,006)	(0,011)	(0,007)	(0,214)	(0,014)	(0,015)	(0,027)	(0,298)
Observaciones	114.374	58.032	49.980	176	30.851	9.684	19.508	72	7.788	3.919	3.223	29
<i>Madre del estudiante con educación media completa</i>												
	0,014***	0,013***	0,011***	-0,065*	0,016***	-0,019*	0,030***	-0,087	0,008	0,029**	-0,023*	0,054
	(0,003)	(0,005)	(0,004)	(0,036)	(0,005)	(0,01)	(0,005)	(0,054)	(0,01)	(0,013)	(0,014)	(0,088)
Observaciones	252.489	95.054	139.134	2.654	91.473	22.898	61.975	1.141	27.105	9.307	15.130	449
<i>Madre del estudiante con educación superior completa</i>												
	0,004	0,02	0,012	-0,101***	0,004	-0,026	0,040***	-0,136***	-0,008	0,045	-0,015	-0,125
	(0,008)	(0,015)	(0,01)	(0,034)	(0,012)	(0,029)	(0,015)	(0,046)	(0,023)	(0,043)	(0,028)	(0,088)
Observaciones	49.440	12.908	30.273	3.055	17.946	3.796	11.463	1.614	6.111	1.085	4.062	416

NOTA: Esta tabla muestra los estimadores del parámetro β en la ecuación (2), obtenidos por OLS. Debajo del coeficiente estimado y entre paréntesis se reportan errores estándar robustos a la presencia de heteroscedasticidad. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

5.2.1. Matrícula en la carrera-universidad de primera o segunda preferencia

La inclusión del ranking puede afectar la probabilidad de que los estudiantes sean admitidos en la carrera y universidad de primera o segunda preferencia. La Tabla 3 muestra los resultados de este análisis. Efectivamente, esta probabilidad aumenta en 1,2 p.p. para estudiantes de colegios públicos, lo que representa un incremento de aproximadamente 6,6 % respecto de la probabilidad de matricularse en la carrera y universidad de primera o segunda preferencia en el total de los estudiantes incluidos en la muestra de trabajo (28,13 %). Para estudiantes de colegios subvencionados también encontramos un efecto positivo, de 0,8 p.p., y esto se ve compensado con una reducción entre estudiantes de colegios privados de 9 p.p. En el total del país, el efecto es mayor cuanto menor es el nivel educativo de la madre del estudiante, mientras que en las Regiones Metropolitana y de Valparaíso el efecto es estadísticamente significativo para estudiantes cuya madre completó la educación media (sin haber completado estudios de nivel superior).

Este efecto presenta patrones similares al efecto de la política sobre la probabilidad de matricularse en cualquiera de las carreras y universidades del sistema de acceso a la admisión universitaria: (1) en la Región Metropolitana, el efecto positivo se encuentra para estudiantes de colegios subvencionados y en la Región de Valparaíso para estudiantes de colegios públicos; y (2) tanto a nivel nacional, como en particular en las Regiones Metropolitana y de Valparaíso, existe evidencia de un efecto positivo entre las estudiantes, compensado por un efecto negativo entre los estudiantes varones.

Tabla 3: Efecto de la incorporación del ranking en la política de admisión universitaria sobre la probabilidad de matricularse en la carrera-universidad de primera o segunda preferencia.

Muestra	Todos				Región Metropolitana				Región de Valparaíso			
	Todos	Públicos	Subvencionados	Privados	Todos	Públicos	Subvencionados	Privados	Todos	Públicos	Subvencionados	Privados
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
<i>Todos</i>												
	0,002	0,012***	0,008***	-0,090***	-0,018***	-0,028***	0,016***	-0,099***	0,009	0,027***	0,000	-0,074***
	(0,002)	(0,003)	(0,003)	(0,007)	(0,003)	(0,006)	(0,003)	(0,009)	(0,006)	(0,008)	(0,009)	(0,021)
Observaciones	722.684	248.497	365.602	66.384	277.461	59.252	163.331	39.735	71.513	21.185	37.161	7.536
<i>Estudiantes mujeres</i>												
	0,018***	0,024***	0,026***	-0,076***	0,006*	0,003	0,032***	-0,077***	0,017**	0,029***	-0,002	-0,054*
	(0,002)	(0,003)	(0,003)	(0,010)	(0,004)	(0,008)	(0,004)	(0,013)	(0,008)	(0,009)	(0,012)	(0,031)
Observaciones	377.377	131.064	191.051	33.067	145.237	28.502	88.751	19.779	37.165	11.825	18.658	3.755
<i>Estudiantes varones</i>												
	-0,020***	-0,005	-0,017***	-0,106***	-0,050***	-0,055***	-0,011**	-0,123***	-0,006	0,017	-0,001	-0,082***
	(0,003)	(0,004)	(0,004)	(0,010)	(0,005)	(0,009)	(0,005)	(0,013)	(0,009)	(0,014)	(0,013)	(0,030)
Observaciones	345.307	117.433	174.551	33.317	132.224	30.750	74.580	19.956	34.348	9.360	18.503	3.781
<i>Madre del estudiante sin educación media completa</i>												
	0,019***	0,020***	0,016***	-0,184	0,004	-0,011	0,007	-0,129	0,016	0,001	0,010	-0,026
	(0,003)	(0,004)	(0,005)	(0,142)	(0,006)	(0,010)	(0,007)	(0,217)	(0,014)	(0,014)	(0,026)	(0,427)
Observaciones	114.374	58.032	49.980	176	30.851	9.684	19.508	72	7.788	3.919	3.223	29
<i>Madre del estudiante con educación media completa</i>												
	0,012***	0,008*	0,012***	-0,062*	0,013***	-0,023**	0,027***	-0,086	0,019**	0,027**	-0,003	0,006
	(0,003)	(0,004)	(0,004)	(0,037)	(0,004)	(0,009)	(0,005)	(0,053)	(0,009)	(0,012)	(0,014)	(0,088)
Observaciones	252.489	95.054	139.134	2.654	91.473	22.898	61.975	1.141	27.105	9.307	15.130	449
<i>Madre del estudiante con educación superior completa</i>												
	0,004	0,023	0,005	-0,087**	0,000	-0,020	0,024*	-0,091**	0,005	0,044	0,000	-0,090
	(0,008)	(0,014)	(0,010)	(0,034)	(0,012)	(0,027)	(0,013)	(0,046)	(0,022)	(0,040)	(0,027)	(0,094)
Observaciones	49.440	12.908	30.273	3.055	17.946	3.796	11.463	1.614	6.111	1.085	4.062	416

NOTA: Esta tabla muestra los estimadores del parámetro β en la ecuación (2), obtenidos por OLS. Debajo del coeficiente estimado y entre paréntesis se reportan errores estándar robustos a la presencia de heteroscedasticidad. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

5.2.2. Matrícula en una carrera ofrecida por la Universidad de Chile o la Pontificia Universidad Católica de Chile

De forma similar, podría existir un efecto positivo de la política de inclusión del ranking sobre la probabilidad de matricularse en una carrera ofrecida por la Universidad de Chile o la Pontificia Universidad Católica de Chile, consideradas en la literatura en economía de la educación para Chile como universidades de “elite”. En este análisis encontramos efectos con patrones distintos a los descritos anteriormente, que son reportados en la Tabla 4. La introducción de la política de ranking generó un incremento promedio de 0,4 p.p. en la probabilidad de matricularse en una carrera ofrecida por la Universidad de Chile o la Pontificia Universidad Católica de Chile, para todos los estudiantes incluidos en la muestra de trabajo. Respecto de la probabilidad promedio observada, igual a 3,35 %, este efecto implica un incremento del 11,9 %. Este efecto está concentrado en colegios subvencionados (0,5 p.p.) y privados (3,7 p.p.), sin que haya una compensación con un efecto negativo en colegios públicos. Este patrón se observa tanto en el total del país como en la Región Metropolitana, mientras que para estudiantes de colegios de la Región de Valparaíso, el efecto positivo se produce en colegios privados y públicos.

Tanto al considerar la totalidad de colegios del país como solo aquellos de la Región de Valparaíso, encontramos un efecto positivo y significativo para las estudiantes (0,8 p.p. y 0,7 p.p., respectivamente), sin efecto entre los estudiantes varones. En la Región Metropolitana, el efecto positivo igual a 0,7 p.p. para las mujeres se ve compensado por un efecto negativo igual a 1,6 p.p. entre estudiantes varones.

Finalmente, el efecto está concentrado en estudiantes cuya madre ha completado estudios superiores (1,1 p.p.) y, en menor medida, para aquellos con madres que completaron la educación media y no completaron estudios superiores (0,4 p.p.).

Tabla 4: Efecto de la incorporación del ranking en la política de admisión universitaria sobre la probabilidad de matricularse en una carrera ofrecida por la Universidad de Chile o la Pontificia Universidad Católica de Chile.

Muestra	Todos				Región Metropolitana				Región de Valparaíso			
	Todos	Públicos	Subvencionados	Privados	Todos	Públicos	Subvencionados	Privados	Todos	Públicos	Subvencionados	Privados
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
<i>Todos</i>												
	0,004***	0,001	0,005***	0,037***	−0,002	−0,003	0,005***	0,038***	0,005***	0,004**	0,000	0,030***
	(0,001)	(0,001)	(0,001)	(0,006)	(0,002)	(0,004)	(0,002)	(0,008)	(0,002)	(0,002)	(0,002)	(0,010)
Observaciones	722.684	248.497	365.602	66.384	277.461	59.252	163.331	39.735	71.513	21.185	37.161	7.536
<i>Estudiantes mujeres</i>												
	0,008***	0,002	0,007***	0,044***	0,007***	−0,003	0,010***	0,053***	0,007***	0,005***	0,001	0,028**
	(0,001)	(0,001)	(0,001)	(0,008)	(0,003)	(0,005)	(0,002)	(0,011)	(0,002)	(0,002)	(0,003)	(0,013)
Observaciones	377.377	131.064	191.051	33.067	145.237	28.502	88.751	19.779	37.165	11.825	18.658	3.755
<i>Estudiantes varones</i>												
	0,000	0,001	0,002	0,031***	−0,016***	−0,003	−0,003	0,022**	0,003	0,001	−0,002	0,035**
	(0,001)	(0,002)	(0,002)	(0,008)	(0,003)	(0,006)	(0,003)	(0,011)	(0,003)	(0,003)	(0,003)	(0,016)
Observaciones	345.307	117.433	174.551	33.317	132.224	30.750	74.580	19.956	34.348	9.360	18.503	3.781
<i>Madre del estudiante sin educación media completa</i>												
	0,001	0,000	0,001	0,018	−0,004	−0,007	−0,001	−0,165	0,002	−0,001	0,004	−0,062
	(0,001)	(0,001)	(0,001)	(0,094)	(0,003)	(0,006)	(0,003)	(0,177)	(0,003)	(0,002)	(0,006)	(0,342)
Observaciones	114.374	58.032	49.980	176	30.851	9.684	19.508	72	7.788	3.919	3.223	29
<i>Madre del estudiante con educación media completa</i>												
	0,004***	0,002	0,004***	0,046**	0,003	−0,001	0,008***	0,013	0,003	0,005*	0,000	0,019
	(0,001)	(0,002)	(0,001)	(0,023)	(0,002)	(0,006)	(0,002)	(0,041)	(0,002)	(0,003)	(0,003)	(0,042)
Observaciones	252.489	95.054	139.134	2.654	91.473	22.898	61.975	1.141	27.105	9.307	15.130	449
<i>Madre del estudiante con educación superior completa</i>												
	0,011***	0,018***	0,011***	0,017	0,007	0,047**	0,007	−0,010	0,010*	0,008	0,009	0,019
	(0,003)	(0,006)	(0,004)	(0,023)	(0,008)	(0,019)	(0,008)	(0,036)	(0,006)	(0,007)	(0,007)	(0,046)
Observaciones	49.440	12.908	30.273	3.055	17.946	3.796	11.463	1.614	6.111	1.085	4.062	416

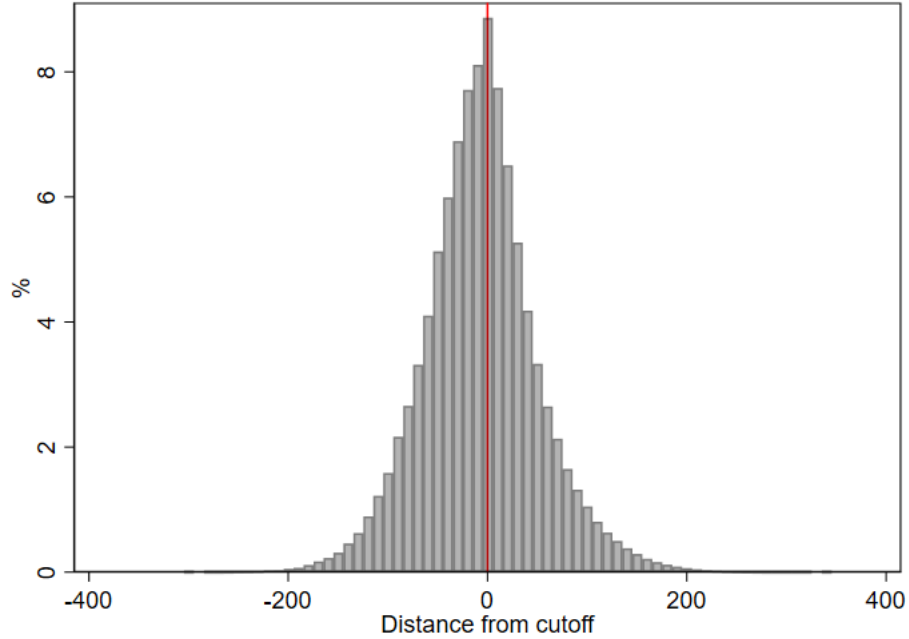
NOTA: Esta tabla muestra los estimadores del parámetro β en la ecuación (2), obtenidos por OLS. Debajo del coeficiente estimado y entre paréntesis se reportan errores estándar robustos a la presencia de heteroscedasticidad. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

5.3. Decisiones de fertilidad y participación laboral

Para estudiar los efectos de la introducción del ranking de la educación media en el proceso de admisión a la universidad sobre los resultados a mediano plazo, incluyendo decisiones de fertilidad y participación laboral, utilizamos un diseño de Diferencias en Discontinuidades. En este análisis utilizamos la información de estudiantes que terminaron el 4to medio entre los años 2010 y 2013, rindieron la PSU y postularon al menos a una carrera en una universidad participante del sistema de acceso a la admisión universitaria. Los resultados incluidos en esta sección fueron obtenidos utilizando la información de los años 2010 a 2013, considerando todos los estudiantes en la muestra y el bandwidth óptimo computado siguiendo a [Calonico et al. \(2020\)](#). La Tabla 8 en el Anexo muestra estadísticos descriptivos básicos para esta muestra antes (años 2010 y 2011) y después (años 2012 y 2013) de la introducción del ranking en el procedimiento de admisión.

La Figura 5 presenta evidencia gráfica sobre la validez de este diseño en términos de que no hay auto-selección en el tratamiento, al no mostrar un cambio discontinuo en la distribución de observaciones de acuerdo a la distancia entre la nota de postulación del estudiante y la nota de corte de la carrera a la que postula (variable de asignación, $(AS_{ict} - k_{ct})$ en la ecuación (3)). Adicionalmente, realizamos contrastes de no manipulación siguiendo a [Cattaneo et al. \(2020\)](#), reportados en las Tablas 9, 10, 11 y 12 en el Anexo. Para la muestra de todos los estudiantes, existe evidencia de no discontinuidad con los polinomios de orden 3 y 4 ($p\text{-valor} > 0,1$), mientras que no podemos descartar la existencia de una discontinuidad en la distribución de observaciones cuando se controla por polinomios de orden 1 y 2 en la variable de asignación ($p\text{-valor} < 0,001$). Al desagregar la información por tipo de colegio, la evidencia de no discontinuidad se da para algunos valores de orden de polinomio en el caso de colegios públicos y subvencionados, mientras que no existe evidencia de discontinuidad para los colegios privados. De forma similar, los contrastes realizados para sub-muestras definidas por el sexo del estudiante y el nivel educativo de la madre presentan evidencia mixta respecto de la existencia de una discontinuidad. Si bien los resultados obtenidos deben ser interpretados con esta limitación para algunos de los grupos y sub-muestras analizadas, cabe señalar que la definición de variable de asignación genera una acumulación de observaciones para el valor 0 debido a que en todas las carreras-universidades existe al menos una observación para la que la nota de postulación es exactamente igual a la nota de corte. Esta acumulación no refleja de forma alguna una auto-selección en el tratamiento, dado que no es posible para un estudiante en particular manipular su nota de postulación de manera de ser el último seleccionado en una carrera.

Figura 5: Distribución de las observaciones de acuerdo a la distancia entre la nota de postulación del estudiante y la nota de corte de la carrera a la que postula.



NOTA: Esta figura presenta la distribución de las observaciones incluidas en la muestra de trabajo de acuerdo al valor de la variable de asignación, $(AS_{ict} - k_{ct})$, la distancia entre la nota de postulación del estudiante y la nota de corte de la carrera a la que postula. Para esta figura se utilizaron bins de 5 puntos en la variable de asignación. La línea vertical roja se ubica en la nota de corte para cada carrera-universidad que corresponde al valor 0 en la variable de asignación.

Para proveer evidencia de que los estudiantes tratados y no tratados ubicados en un entorno cercano de la nota de corte para acceder a la carrera a la que se postula son lo suficientemente similares, realizamos contrastes de continuidad en la probabilidad de que la madre del estudiante haya completado al menos la educación media, una decisión que no debería presentar una discontinuidad en el entorno de la nota de corte, siguiendo a [Calonico et al. \(2018\)](#) y [Calonico et al. \(2014\)](#). Los resultados pueden consultarse en las Tablas 13, 14, 15 y 16 en el Anexo. Utilizando la muestra de todos los estudiantes, tanto en su conjunto como agrupados por tipo de colegio, no encontramos evidencia de una discontinuidad en la variable predeterminada analizada. De manera similar, no se observan discontinuidades al analizar sub-muestras según el sexo del estudiante.

La Tabla 5 muestra el efecto de la incorporación del ranking en la política de admisión universitaria sobre las decisiones de fertilidad (columnas 1 a 4) y participación laboral (columnas 5 a 8) para estudiantes de todas las regiones de Chile. Además, exploramos la heterogeneidad del efecto según la dependencia del colegio y el sexo asignado al nacer del estudiante, así como el nivel educativo de la madre.

En el grupo de estudiantes cuyas madres no terminaron la educación media, considerando a los estudiantes de todos los tipos de colegios de Chile, la incorporación del ranking en la política de admisión universitaria genera una reducción estadísticamente significativa de 0,3 puntos porcentuales en la probabilidad de que nazca al menos un hijo del estudiante dentro de los tres años siguientes a su graduación de la educación media. Respecto a la probabilidad promedio en la muestra de tener hijos en dicho periodo de tiempo, igual a 3,91 %, el efecto representa una reducción de aproximadamente 7,7 %. Este efecto se concentra en los estudiantes que asisten a colegios subvencionados y privados. Para el resto de grupos y sub-muestras analizados, no existe evidencia de un efecto estadísticamente significativo.

La probabilidad de cotizar en el sistema de seguro de desempleo por al menos seis meses (no necesariamente consecutivos) durante el año, tres años después de haber completado el cuarto medio, aumenta de forma estadísticamente significativa en 0,2 puntos porcentuales, considerando a todos los estudiantes incluidos en la muestra de trabajo. Este efecto representa aproximadamente un incremento de 2,68 % respecto a la probabilidad promedio de cotizar, que es igual a 7,45 %. Encontramos evidencia de efectos significativos ($p\text{-valor} \leq 0,05$) para las estudiantes de colegios subvencionados y privados, los estudiantes de colegios públicos y los estudiantes cuyas madres no completaron la educación media.

Tabla 5: Efecto de la incorporación del ranking en la política de admisión universitaria sobre decisiones de fertilidad y mercado laboral.

Muestra	Fertilidad				Participación en el mercado laboral formal			
	Todos	Públicos	Subvencionados	Privados	Todos	Públicos	Subvencionados	Privados
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>Todos</i>								
	0,001	0,000	0,000	0,000	0,002**	0,002	0,001	0,000
	(0,001)	(0,001)	(0,001)	(0,000)	(0,001)	(0,002)	(0,001)	(0,000)
Observaciones	114.213	30.653	66.813	52.762	107.202	26.930	63.117	56.058
<i>Estudiantes mujeres</i>								
	0,000	0,000	-0,001	0,000	0,001	0,002	0,002**	0,001**
	(0,001)	(0,002)	(0,001)	(0,000)	(0,001)	(0,002)	(0,001)	(0,000)
Observaciones	69.812	17.413	42.838	26.876	72.565	16.716	43.385	30.949
<i>Estudiantes varones</i>								
	0,000	-0,001	0,000	0,000	0,004***	0,001	0,002	0,000
	(0,000)	(0,001)	(0,001)	(0,000)	(0,002)	(0,001)	(0,002)	(0,000)
Observaciones	84.601	19.539	38.356	28.667	49.240	21.899	30.919	27.886
<i>Madre del estudiante sin educación media completa</i>								
	-0,003**	0,001	-0,004**	-0,004**	0,008**	0,001	0,002	-0,006
	(0,002)	(0,002)	(0,002)	(0,002)	(0,004)	(0,003)	(0,004)	(0,006)
Observaciones	10.608	5.453	5.488	11.076	7.668	5.475	4.710	149
<i>Madre del estudiante con educación media completa</i>								
	-0,001	-0,001	-0,001	0,001	0,001	0,001	0,000	-0,001
	(0,001)	(0,001)	(0,001)	(0,001)	(0,002)	(0,003)	(0,002)	(0,002)
Observaciones	46.948	15.234	28.771	1.834	35.062	12.744	24.504	1.737
<i>Madre del estudiante con educación superior completa</i>								
	0,000	0,002	-0,001	-0,002	0,002*	0,002	0,001	0,005
	(0,001)	(0,002)	(0,001)	(0,002)	(0,001)	(0,002)	(0,001)	(0,003)
Observaciones	19.788	4.343	18.542	1.968	19.652	4.852	13.446	1.848

NOTA: Esta tabla muestra los estimadores del parámetro β_1 en la ecuación (3), obtenidos por OLS. Debajo del coeficiente estimado y entre paréntesis se reportan errores estándar robustos a la presencia de heteroscedasticidad y clúster a nivel de estudiante (mrnun). *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

6. Conclusiones

El análisis de los efectos de la inclusión del ranking de notas de enseñanza media en el sistema centralizado de admisión a universidades en Chile revela varias implicancias sobre el comportamiento de los estudiantes y sus familias, particularmente en relación con la elección de establecimiento educativo y las oportunidades de ingreso a la educación universitaria.

Encontramos que, en los primeros años de aplicación de la política de ranking, hubo efectivamente un aumento en la probabilidad de que estudiantes de colegios públicos y subvencionados se matricularan en universidades del sistema centralizado de admisión. Este efecto fue más pronunciado entre estudiantes cuyas madres no completaron la educación media, sugiriendo una mejora en la equidad del acceso a la educación superior.

Adicionalmente, cuando se hizo público el método de cálculo y el grupo de comparación utilizado para calcular el puntaje ranking (proceso de admisión 2015 que afecta a estudiantes de 4to medio en el año 2014), observamos un incremento significativo en la probabilidad de que los estudiantes cambien de colegio en 4to medio. Este comportamiento es más común entre estudiantes de colegios públicos y aquellos cuyas madres tienen un mayor nivel educativo, indicando que las familias con mayor capital educativo son más capaces de aprovechar las nuevas reglas de admisión comportándose de forma estratégica y, en cierto sentido, disminuyendo el efecto de equidad que la política podría haber alcanzado.

Finalmente, la política de ranking redujo la probabilidad de que los estudiantes tengan hijos dentro de los tres años siguientes a su graduación de la educación media, especialmente entre aquellos cuyas madres no completaron la educación media. Ese resultado indirecto es deseable en el sentido de que el hecho de tener hijos durante los estudios universitarios puede prolongar el tiempo de permanencia en la carrera afectando la probabilidad de finalización. Además, el cambio de política analizado aumentó la probabilidad de cotizar en el sistema de seguro de desempleo por al menos seis meses, tres años después de terminar el 4to medio, indicando un efecto positivo en la participación laboral en trabajos con beneficios deseables como la cotización en el seguro de desempleo.

Estos hallazgos proveen evidencia de que la inclusión del ranking de notas de enseñanza media en el sistema de admisión universitaria en Chile ha tenido efectos significativos en la equidad del acceso a la educación superior, pero también ha incentivado decisiones estratégicas en la elección de colegio para la educación media. La política ha logrado beneficiar a estudiantes de contextos más vulnerables, aunque también ha generado conductas estratégicas que deben ser consideradas en futuras reformas.

Referencias

- AKHTARI, M., N. BAU, AND J.-W. P. LALIBERTÉ (2020): “Affirmative action and pre-college human capital,” Tech. rep., National Bureau of Economic Research.
- ANDREWS, R. J. AND K. M. STANGE (2019): “Price regulation, price discrimination, and equality of opportunity in higher education: Evidence from Texas,” *American Economic Journal: Economic Policy*, 11, 31–65.
- ANGRIST, J. D., D. AUTOR, AND A. PALLAIS (2020): “Marginal effects of merit aid for low-income students,” *NBER Working Paper*.
- BARRIOS-FERNÁNDEZ, A., C. A. NEILSON, AND S. D. ZIMMERMAN (2024): “Elite universities and the intergenerational transmission of human and social capital,” Tech. rep., IZA Discussion Papers.
- BLACK, S. E., J. T. DENNING, AND J. ROTHSTEIN (2023): “Winners and losers? the effect of gaining and losing access to selective colleges on education and labor market outcomes,” *American Economic Journal: Applied Economics*, 15, 26–67.
- BLEEMER, Z. (2021): “Top Percent Policies and the Return to Postsecondary Selectivity. Research & Occasional Paper Series: CSHE. 1.2021.” *Center for Studies in Higher Education*.
- BODOH-CREED, A. AND B. R. HICKMAN (2017): “Pre-college human capital investments and affirmative action: A structural policy analysis of us college admissions,” *Becker Friedman Institute for Research in Economics Working Paper*.
- BUCAREY, A. (2017): “Who Pays for Free College? Crowding Out on Campus,” *Job Market Paper*, 1–71.
- CÁCERES-DELPINO, J., E. GIOLITO, AND S. CASTILLO (2018): “Early impacts of college aid,” *Economics of Education Review*, 63, 154–166.
- CALDWELL, R. (2010): “The effects of university affirmative action policies on the human capital development of minority children: Do expectations matter?” Tech. rep., University of Kansas, Department of Economics.
- CALONICO, S., M. D. CATTANEO, AND M. H. FARRELL (2018): “On the effect of bias estimation on coverage accuracy in nonparametric inference,” *Journal of the American Statistical Association*, 113, 767–779.
- (2020): “Optimal bandwidth choice for robust bias-corrected inference in regression discontinuity designs,” *The Econometrics Journal*, 23, 192–210.

- CALONICO, S., M. D. CATTANEO, AND R. TITIUNIK (2014): “Robust nonparametric confidence intervals for regression-discontinuity designs,” *Econometrica*, 82, 2295–2326.
- CASANOVA, D. (2015): “Equity of access to higher education: The “Class Rank” as a mechanism of inclusion in the Chilean admission system,” *Education policy analysis archives*, 23, 1–25.
- CATTANEO, M. D., M. JANSSON, AND X. MA (2020): “Simple Local Polynomial Density Estimators,” *Journal of the American Statistical Association*, 115, 1449–1455.
- CHETTY, R., J. N. FRIEDMAN, E. SAEZ, N. TURNER, AND D. YAGAN (2020): “Income segregation and intergenerational mobility across colleges in the United States,” *The Quarterly Journal of Economics*, 135, 1567–1633.
- CONCHA-ARRIAGADA, C. (2024): “Should I Stay or Should I Go? Strategic Responses to Improve College Admission Chances,” .
- CULLEN, J. B., M. C. LONG, AND R. REBACK (2013): “Jockeying for position: Strategic high school choice under Texas’ top ten percent plan,” *Journal of Public Economics*, 97, 32–48.
- ESTEVAN, F., T. GALL, AND L.-P. MORIN (2019): “Redistribution without distortion: Evidence from an affirmative action programme at a large Brazilian university,” *The Economic Journal*, 129, 1182–1220.
- FAJNZYLBER, E., B. LARA, AND T. LEÓN (2019): “Increased learning or GPA inflation? Evidence from GPA-based university admission in Chile,” *Economics of Education Review*, 72, 147–165.
- GELMAN, A. AND G. IMBENS (2019): “Why high-order polynomials should not be used in regression discontinuity designs,” *Journal of Business & Economic Statistics*, 37, 447–456.
- GIL, F., R. PAREDES, AND I. SÁNCHEZ (2013): “El ranking de las notas: inclusión con excelencia,” *Centro de políticas públicas UC*, 8, 3–19.
- GONZÁLEZ, F. AND E. JOHNSON (2018): “Políticas de inclusión universitaria y comportamiento estratégico en educación secundaria,” *Estudios Públicos*, 149, 41–73.
- GRAU, N. (2018): “The impact of college admissions policies on the academic effort of high school students,” *Economics of Education Review*, 65, 58–92.
- HARRIS, D. AND J. MILLS (2021): “Optimal College Financial Aid: Theory and Evidence on Free College, Early Commitment, and Merit Aid from an Eight-Year Randomized Trial,” .
- KAPOR, A. (2024): “Transparency and Percent Plans,” *NBER WP 32372*.

- LAAJAJ, R., A. MOYA, AND F. SÁNCHEZ (2022): “Equality of opportunity and human capital accumulation: Motivational effect of a nationwide scholarship in Colombia,” *Journal of Development Economics*, 154, 102754.
- LARROUCAU, T., I. RÍOS, AND A. MIZALA (2015): “Efecto de la incorporación del ranking de notas en el proceso de admisión a las universidades chilenas,” *Pensamiento Educativo, Revista de Investigación Latinoamericana (PEL)*, 52, 95–118.
- LONG, M. C., V. B. SAENZ, AND M. TIENDA (2010): “Policy transparency and college enrollment: Did the Texas Top10 % Law Broaden Access to the public flagships?” 627, 82–105.
- MELLO, U. (2023): “Affirmative action and the choice of schools,” *Journal of Public Economics*, 219, 104824.
- MELO, A. P. (2021): “Affirmative action, college access and major choice,” .
- OTERO, S., N. BARAHONA, AND C. DOBBIN (2021): “Affirmative action in centralized college admission systems: Evidence from Brazil,” *Unpublished manuscript*.
- REYES, T. (2022): “The equity and efficiency effects of a relative GPA reward in college admission,” .
- TINCANI, M. M., F. KOSSE, AND E. MIGLINO (2022): “Subjective beliefs and inclusion policies: Evidence from college admissions,” Tech. rep., CEPR Discussion Paper No. DP17177.
- ZIMMERMAN, S. D. (2019): “Elite colleges and upward mobility to top jobs and top incomes,” *American Economic Review*, 109, 1–47.

Anexo

Tabla 6: Estadísticos descriptivos para la muestra de estudiantes que terminaron el 4to medio entre los años 2010 y 2019.

Variable	Todos (1.923.142 observaciones)		Estudiantes Mujeres (995.494 observaciones)		Estudiantes Varones (927.647 observaciones)	
	Mean	SD	Mean	SD	Mean	SD
<i>Dependencia del colegio</i>						
Público	0,3227	0,4675	0,3237	0,4679	0,3217	0,4671
Subsidiado	0,4867	0,4998	0,4861	0,4998	0,4872	0,4998
Privado	0,0849	0,2787	0,0824	0,275	0,0875	0,2825
<i>Nivel educativo más alto completado por la madre del estudiante</i>						
Básica	0,1693	0,375	0,1713	0,3768	0,1672	0,3731
Media	0,4216	0,4938	0,4146	0,4927	0,4292	0,495
Superior	0,0879	0,2831	0,0851	0,279	0,0909	0,2874
<i>Región del colegio</i>						
Metropolitana	0,3834	0,4862	0,3823	0,486	0,3846	0,4865
Valparaíso	0,099	0,2987	0,099	0,2986	0,099	0,2987
Concepción	0,1187	0,3234	0,1186	0,3234	0,1187	0,3235
<i>Indicador de cambio de colegio</i>						
durante el 4to medio	0,3415	0,4742	0,3426	0,4746	0,3403	0,4738
Indicador de sexo femenino	0,5176	0,4997	1	0	0	0

Tabla 7: Estadísticos descriptivos para la muestra de estudiantes que terminaron el 4to medio entre los años 2010 y 2013.

Variable	Todos (722.684 observaciones)		Tratados (326.037 observaciones)		No tratados (396.647 observaciones)	
	Mean	SD	Mean	SD	Mean	SD
<i>Dependencia del colegio</i>						
Público	0,3439	0,475	0,3361	0,4724	0,3502	0,477
Subsidiado	0,5059	0,5	0,4993	0,5	0,5113	0,4999
Privado	0,0919	0,2888	0,109	0,3117	0,0777	0,2678
<i>Nivel educativo más alto completado por la madre del estudiante</i>						
Básica	0,1583	0,365	0,1481	0,3552	0,1666	0,3726
Media	0,3494	0,4768	0,3461	0,4757	0,352	0,4776
Superior	0,0684	0,2525	0,0751	0,2636	0,0629	0,2428
<i>Región del colegio</i>						
Metropolitana	0,3839	0,4863	0,3781	0,4849	0,3887	0,4875
Valparaíso	0,099	0,2986	0,0995	0,2994	0,0985	0,298
Concepción	0,1303	0,3366	0,1377	0,3445	0,1242	0,3298
NEM	532,8	104,6	620,2	74,6	461,0	62,5
Ranking	546,0	120,7	649,6	89,5	460,9	62,5
Puntaje PSU - lenguaje	499,6	109,3	532,9	109,9	466,2	98,0
Puntaje PSU - matemática	504,7	111,0	538,5	113,3	470,8	97,5
<i>Indicadores de matrícula en una universidad</i>						
Cualquier carrera	0,216	0,4115	0,3369	0,4726	0,1166	0,3209
Carrera de 1era o 2da preferencia	0,1813	0,3853	0,2863	0,452	0,095	0,2932
PUC-Chile o UChile	0,0335	0,1798	0,0681	0,2518	0,005	0,0707
Indicador de fertilidad	0,116	0,3202	0,0842	0,2777	0,1421	0,3491
Indicador de participación laboral	0,269	0,4434	0,2104	0,4076	0,3172	0,4654
Indicador de bono-ranking	0,2202	0,4143	0,488	0,4999	0	0
Indicador de sexo femenino	0,5222	0,4995	0,573	0,4946	0,4804	0,4996

NOTA: Tratados son aquellos estudiantes cuya posición en el ranking relativo les permitió obtener un “bono” en su nota de postulación a la universidad cuando se introdujo el ranking en el año 2012, y no tratados son aquellos que no ven cambiada su situación.

Tabla 8: Estadísticos descriptivos para la muestra de estudiantes que terminaron el 4to medio entre los años 2010 y 2013, realizaron la PSU y se matricularon en al menos una carrera-universidad en el año inmediato siguiente.

Variable	2010-2011				2012-2013			
	Matriculados		No matriculados		Matriculados		No matriculados	
	(67.842 observaciones)		(150.957 observaciones)		(88.227 observaciones)		(148.299 observaciones)	
	Mean	SD	Mean	SD	Mean	SD	Mean	SD
<i>Dependencia del colegio</i>								
Público	0,2267	0,4187	0,2411	0,4278	0,1840	0,3875	0,2123	0,409
Subsidiado	0,4882	0,4999	0,5441	0,4981	0,4712	0,4992	0,5237	0,4994
Privado	0,2568	0,4369	0,1835	0,3871	0,2682	0,4430	0,1852	0,3884
<i>Nivel educativo más alto completado por la madre del estudiante</i>								
Básica	0,0546	0,2272	0,061	0,2393	0,0580	0,2337	0,0695	0,2543
Media	0,2726	0,4453	0,2954	0,4562	0,3076	0,4615	0,3479	0,4763
Superior	0,0967	0,2955	0,0996	0,2995	0,1106	0,3137	0,1169	0,3213
<i>Región del colegio</i>								
Metropolitana	0,3424	0,4745	0,4045	0,4908	0,3849	0,4866	0,431	0,4952
Valparaíso	0,123	0,3284	0,1205	0,3256	0,1173	0,3218	0,0953	0,2937
Concepción	0,1469	0,3541	0,1494	0,3565	0,1345	0,3412	0,152	0,3591
Indicador de matrícula en la universidad	1	0	0	0	0	0	0	0
Distancia de la nota de postulación a la nota de corte	37,11	38,93	-33,90	49,21	41,77	41,58	-27,51	49,31
Indicador de admisión a la universidad	0,9429	0,232	0,1721	0,3775	0,9513	0,2153	0,1926	0,3943
Indicador de fertilidad	0,032	0,1759	0,0424	0,2014	0,0270	0,1621	0,0345	0,1825
Indicador de participación laboral	0,0569	0,2317	0,0825	0,2751	0,0594	0,2364	0,0771	0,2668
Indicador de sexo femenino	0,4816	0,4997	0,5627	0,4961	0,4930	0,5000	0,5591	0,4965

NOTA: Tratados son aquellos estudiantes cuya posición en el ranking relativo les permitió obtener un “bono” en su nota de postulación a la universidad cuando se introdujo el ranking en el año 2012, y no tratados son aquellos que no ven cambiada su situación.

Tabla 9: Contraste de no manipulación. Estudiantes de todos los colegios.

Muestra	Orden	Observaciones totales		Observaciones utilizadas		Bandwidth		p-valor
	polinomio	Izquierda	Derecha	Izquierda	Derecha	Izquierda	Derecha	
Todos								
	1	253014	202436	8526	10337	2,3845	1,9884	0,0007
	2	253014	202436	40763	50158	10,9453	12,7962	0,0001
	3	253014	202436	103205	97368	28,9023	28,8370	0,1839
	4	253014	202436	147644	128232	44,4708	43,4381	0,1171
Estudiantes mujeres								
	1	141920	102165	4898	6710	2,6409	2,6046	0,0002
	2	141920	102165	27485	31900	14,3461	16,3819	0,0025
	3	141920	102165	66573	54253	36,3257	32,5044	0,1098
	4	141920	102165	88247	67640	51,3845	46,1202	0,1650
Estudiantes varones								
	1	111094	100271	5559	4973	3,1299	1,9990	0,2063
	2	111094	100271	21550	29461	12,0122	15,9191	0,1470
	3	111094	100271	52527	58778	31,3715	38,9803	0,1842
	4	111094	100271	77321	64913	52,9742	45,7877	0,1491
Madre del estudiante sin educación media completa								
	1	15564	12776	1737	1253	8,3104	4,9043	0,6448
	2	15564	12776	4661	5553	22,8122	28,4918	0,6832
	3	15564	12776	9828	8361	54,6126	50,6456	0,2481
	4	15564	12776	11547	10176	69,0866	74,3419	0,2959
Madre del estudiante con educación media completa								
	1	79919	61937	3318	3968	3,2313	2,6900	0,0490
	2	79919	61937	18928	21596	17,5122	19,4901	0,0109
	3	79919	61937	39997	37585	39,5691	41,9122	0,0001
	4	79919	61937	50728	41459	53,2497	49,4315	0,0006
Madre del estudiante con educación superior completa								
	1	27648	21061	1876	1846	4,7579	3,9181	0,9160
	2	27648	21061	7026	9141	18,0102	24,9759	0,7558
	3	27648	21061	14523	13599	39,9717	44,3953	0,8078
	4	27648	21061	21203	15718	68,1908	58,0161	0,2906

NOTA: Esta tabla presenta los resultados del contraste de no manipulación implementado con el comando de Stata `rddensity`, siguiendo a [Cattaneo et al. \(2020\)](#). En las estimaciones realizadas se controla por polinomios de orden 1 al 4 en la variable de asignación y se utiliza el bandwidth óptimo siguiendo a [Calonico et al. \(2020\)](#).

Tabla 10: Contraste de no manipulación. Estudiantes de colegios públicos.

Muestra	Orden	Observaciones totales		Observaciones utilizadas		Bandwidth		p-valor
	polinomio	Izquierda	Derecha	Izquierda	Derecha	Izquierda	Derecha	
Todos								
	1	56147	43385	3073	3108	4,0185	3,0263	0,0931
	2	56147	43385	14102	16447	18,3088	21,6960	0,3463
	3	56147	43385	29040	26246	40,7536	41,3487	0,0184
	4	56147	43385	38131	31261	58,3866	56,4064	0,0391
Estudiantes mujeres								
	1	31484	21684	1653	1967	4,2693	3,9991	0,1398
	2	31484	21684	9506	9341	24,2369	25,0054	0,2810
	3	31484	21684	17766	15471	48,2997	54,0935	0,0602
	4	31484	21684	23794	16800	72,3799	64,0382	0,1194
Estudiantes varones								
	1	24663	21701	1761	1593	4,6413	3,2305	0,3766
	2	24663	21701	7770	8523	21,0324	23,0677	0,4266
	3	24663	21701	14811	15172	45,4984	54,1432	0,0993
	4	24663	21701	19030	15419	67,7522	56,1154	0,2070
Madre del estudiante sin educación media completa								
	1	6532	5658	788	624	9,0011	5,8334	0,3867
	2	6532	5658	2365	2868	27,6701	35,6567	0,2491
	3	6532	5658	4649	4169	64,3095	65,6333	0,2583
	4	6532	5658	5133	4517	76,4658	76,8698	0,2877
Madre del estudiante con educación media completa								
	1	25078	19351	1636	1669	5,0047	3,8448	0,0163
	2	25078	19351	8673	9645	26,4105	31,0735	0,0441
	3	25078	19351	14547	13200	47,8386	50,8564	0,1017
	4	25078	19351	19104	14306	71,2704	59,2497	0,2677
Madre del estudiante con educación superior completa								
	1	6101	4551	708	554	8,3476	5,6238	0,4035
	2	6101	4551	2236	2124	26,8126	27,1969	0,5656
	3	6101	4551	3749	3524	50,1484	62,8689	0,3014
	4	6101	4551	4721	3852	70,8811	79,5743	0,3377

NOTA: Esta tabla presenta los resultados del contraste de no manipulación implementado con el comando de Stata rddensity, siguiendo a [Cattaneo et al. \(2020\)](#). En las estimaciones realizadas se controla por polinomios de orden 1 al 4 en la variable de asignación y se utiliza el bandwidth óptimo siguiendo a [Calonico et al. \(2020\)](#).

Tabla 11: Contraste de no manipulación. Estudiantes de colegios subvencionados.

Muestra	Orden	Observaciones totales		Observaciones utilizadas		Bandwidth		p-valor
	polinomio	Izquierda	Derecha	Izquierda	Derecha	Izquierda	Derecha	
Todos								
	1	134095	100465	4881	6412	2,7674	2,5394	0,0012
	2	134095	100465	27667	34864	15,1725	19,1491	0,0075
	3	134095	100465	62797	54353	36,1002	34,3586	0,1029
	4	134095	100465	89156	67308	56,0249	48,5461	0,1024
Estudiantes mujeres								
	1	78054	51517	3184	3899	3,3116	3,0367	0,0015
	2	78054	51517	18945	22151	19,3324	24,0151	0,0641
	3	78054	51517	43051	29698	46,6178	36,4971	0,2926
	4	78054	51517	53153	35931	61,1908	50,3540	0,4015
Estudiantes varones								
	1	56041	48948	4025	3121	4,7511	2,6521	0,1968
	2	56041	48948	13941	16805	16,5042	19,7604	0,2172
	3	56041	48948	28744	30390	36,7973	44,1692	0,1423
	4	56041	48948	44079	35330	68,9498	57,5102	0,0219
Madre del estudiante sin educación media completa								
	1	7956	6240	1151	785	10,9702	6,1154	0,3507
	2	7956	6240	2869	3015	28,1419	31,9036	0,3023
	3	7956	6240	5252	4571	57,7954	60,9572	0,2416
	4	7956	6240	6466	5280	80,7935	83,3208	0,2267
Madre del estudiante con educación media completa								
	1	47909	36731	2229	2636	3,6008	3,1947	0,5182
	2	47909	36731	11755	14987	18,3454	23,7144	0,0068
	3	47909	36731	24042	24702	39,8011	49,8435	0,0043
	4	47909	36731	31850	26292	57,0780	55,7077	0,0147
Madre del estudiante con educación superior completa								
	1	17551	13126	1389	1399	5,5148	4,8676	0,3608
	2	17551	13126	5748	6689	24,1705	30,8560	0,5337
	3	17551	13126	10262	8821	46,6257	47,3723	0,8801
	4	17551	13126	14080	10191	74,9791	62,9612	0,3859

NOTA: Esta tabla presenta los resultados del contraste de no manipulación implementado con el comando de Stata `rddensity`, siguiendo a [Cattaneo et al. \(2020\)](#). En las estimaciones realizadas se controla por polinomios de orden 1 al 4 en la variable de asignación y se utiliza el bandwidth óptimo siguiendo a [Calonico et al. \(2020\)](#).

Tabla 12: Contraste de no manipulación. Estudiantes de colegios privados.

Muestra	Orden	Observaciones totales		Observaciones utilizadas		Bandwidth		p-valor
	polinomio	Izquierda	Derecha	Izquierda	Derecha	Izquierda	Derecha	
Todos								
	1	49156	47117	2512	2556	2,7208	2,2612	0,5857
	2	49156	47117	11131	14916	12,1573	16,1784	0,1283
	3	49156	47117	28650	29288	34,8810	39,3391	0,8344
	4	49156	47117	37328	31758	52,2737	45,1388	0,9416
Estudiantes mujeres								
	1	24724	23004	1545	1829	3,5160	3,4119	0,0379
	2	24724	23004	6554	7520	14,9614	17,0062	0,1572
	3	24724	23004	18558	17719	52,7185	59,4973	0,0734
	4	24724	23004	18494	17088	52,4075	55,2243	0,7015
Estudiantes varones								
	1	24432	24113	1662	1525	3,4545	2,7914	0,4514
	2	24432	24113	6971	8301	14,9072	17,5622	0,3911
	3	24432	24113	14695	16286	35,2567	44,1730	0,8979
	4	24432	24113	19886	17040	58,1111	48,1768	0,9150
Madre del estudiante sin educación media completa								
	1	147	112	39	42	14,5150	19,7498	0,9654
	2	147	112	83	87	38,8030	51,6586	0,5858
	3	147	112	116	99	74,1331	71,8489	0,3960
	4	147	112	140	107	119,9163	121,7106	0,2364
Madre del estudiante con educación media completa								
	1	2034	1651	308	257	10,0164	6,4169	0,2011
	2	2034	1651	861	761	29,0866	25,0018	0,1142
	3	2034	1651	1484	1228	55,4770	57,0106	0,2416
	4	2034	1651	1912	1507	103,0854	98,5787	0,2205
Madre del estudiante con educación superior completa								
	1	2403	2041	281	257	6,8194	6,0719	0,3899
	2	2403	2041	1040	993	24,8707	27,4837	0,6288
	3	2403	2041	1909	1613	61,4753	62,6200	0,4391
	4	2403	2041	1853	1648	57,5343	66,2063	0,7114

NOTA: Esta tabla presenta los resultados del contraste de no manipulación implementado con el comando de Stata `rddensity`, siguiendo a [Cattaneo et al. \(2020\)](#). En las estimaciones realizadas se controla por polinomios de orden 1 al 4 en la variable de asignación y se utiliza el bandwidth óptimo siguiendo a [Calonico et al. \(2020\)](#).

Tabla 13: Continuidad en la probabilidad de que la madre del estudiante haya completado la educación media o superior. Estudiantes de todos los colegios.

Muestra	Orden	Observaciones totales		Observaciones utilizadas		Bandwidth		p-valor
	polinomio	Izquierda	Derecha	Izquierda	Derecha	Izquierda	Derecha	
Todos								
	1	123131	95774	20637	22434	12,341	12,341	0,691
	2	123131	95774	42088	41155	25,510	25,510	0,911
	3	123131	95774	59542	54258	37,658	37,658	0,935
	4	123131	95774	80775	68353	55,354	55,354	0,842
Estudiantes mujeres								
	1	71367	48668	13354	13960	15,051	15,051	0,755
	2	71367	48668	25616	23679	29,210	29,210	0,605
	3	71367	48668	38913	31979	46,325	46,325	0,654
	4	71367	48668	52543	39266	69,193	69,193	0,623
Estudiantes varones								
	1	51764	47106	10258	11230	13,007	13,007	0,291
	2	51764	47106	20303	20412	26,717	26,717	0,529
	3	51764	47106	29091	27744	41,272	41,272	0,413
	4	51764	47106	37736	34552	60,342	60,342	0,380

NOTA: Esta tabla presenta los resultados del contraste de no manipulación implementado con el comando de Stata `rdrobust`, siguiendo a [Calonico et al. \(2018\)](#) y [Calonico et al. \(2014\)](#). En las estimaciones realizadas se controla por polinomios de orden 1 al 4 en la variable de asignación y se utiliza el bandwidth óptimo siguiendo a [Calonico et al. \(2020\)](#).

Tabla 14: Continuidad en la probabilidad de que la madre del estudiante haya completado la educación media o superior. Estudiantes de colegios públicos.

Muestra	Orden	Observaciones totales		Observaciones utilizadas		Bandwidth		p-valor
	polinomio	Izquierda	Derecha	Izquierda	Derecha	Izquierda	Derecha	
Todos								
	1	37711	29560	6780	7411	13,356	13,356	0,363
	2	37711	29560	15359	14653	31,254	31,254	0,592
	3	37711	29560	24413	20943	55,137	55,137	0,559
	4	37711	29560	28627	23574	70,549	70,549	0,501
Estudiantes mujeres								
	1	21369	14820	4882	4936	18,568	18,568	0,755
	2	21369	14820	9540	8407	37,303	37,303	0,710
	3	21369	14820	13582	10803	56,719	56,719	0,725
	4	21369	14820	17714	12883	86,314	86,314	0,894
Estudiantes varones								
	1	16342	14740	4161	4367	16,729	16,729	0,577
	2	16342	14740	7705	7594	33,555	33,555	0,655
	3	16342	14740	11570	10633	58,644	58,644	0,628
	4	16342	14740	13543	12182	79,376	79,376	0,770

NOTA: Esta tabla presenta los resultados del contraste de no manipulación implementado con el comando de Stata `rdrobust`, siguiendo a [Calonico et al. \(2018\)](#) y [Calonico et al. \(2014\)](#). En las estimaciones realizadas se controla por polinomios de orden 1 al 4 en la variable de asignación y se utiliza el bandwidth óptimo siguiendo a [Calonico et al. \(2020\)](#).

Tabla 15: Continuidad en la probabilidad de que la madre del estudiante haya completado la educación media o superior. Estudiantes de colegios subvencionados.

Muestra	Orden	Observaciones totales		Observaciones utilizadas		Bandwidth		p-valor
	polinomio	Izquierda	Derecha	Izquierda	Derecha	Izquierda	Derecha	
Todos								
	1	73416	56097	14933	15751	15,183	15,183	0,974
	2	73416	56097	27227	26073	28,272	28,272	0,876
	3	73416	56097	38271	33855	41,437	41,437	0,858
	4	73416	56097	50132	41524	59,034	59,034	0,904
Estudiantes mujeres								
	1	43272	28696	8261	8559	15,523	15,523	0,684
	2	43272	28696	16062	14523	30,539	30,539	0,554
	3	43272	28696	25170	19980	50,440	50,440	0,533
	4	43272	28696	31239	23025	67,587	67,587	0,520
Estudiantes varones								
	1	30144	27401	7140	7645	15,739	15,739	0,706
	2	30144	27401	12442	12367	28,548	28,548	0,749
	3	30144	27401	18942	17645	48,044	48,044	0,732
	4	30144	27401	23705	21520	69,409	69,409	0,869

NOTA: Esta tabla presenta los resultados del contraste de no manipulación implementado con el comando de Stata `rdrobust`, siguiendo a [Calonico et al. \(2018\)](#) y [Calonico et al. \(2014\)](#). En las estimaciones realizadas se controla por polinomios de orden 1 al 4 en la variable de asignación y se utiliza el bandwidth óptimo siguiendo a [Calonico et al. \(2020\)](#).

Tabla 16: Continuidad en la probabilidad de que la madre del estudiante haya completado la educación media o superior. Estudiantes de colegios privados.

Muestra	Orden	Observaciones totales		Observaciones utilizadas		Bandwidth		p-valor
	polinomio	Izquierda	Derecha	Izquierda	Derecha	Izquierda	Derecha	
Todos								
	1	4584	3804	1812	1689	24,155	24,155	0,953
	2	4584	3804	2953	2503	44,564	44,564	0,956
	3	4584	3804	3582	2962	61,699	61,699	0,710
	4	4584	3804	4143	3365	86,730	86,730	0,656
Estudiantes mujeres								
	1	2413	1848	814	777	21,687	21,687	0,152
	2	2413	1848	1788	1428	57,794	57,794	0,509
	3	2413	1848	2032	1586	75,650	75,650	0,250
	4	2413	1848	2042	1590	76,297	76,297	0,050
Estudiantes varones								
	1	2171	1956	834	802	22,264	22,264	0,262
	2	2171	1956	1619	1400	53,161	53,161	0,208
	3	2171	1956	1865	1596	71,768	71,768	0,253
	4	2171	1956	2020	1736	90,340	90,340	0,298

NOTA: Esta tabla presenta los resultados del contraste de no manipulación implementado con el comando de Stata `rdrobust`, siguiendo a [Calonico et al. \(2018\)](#) y [Calonico et al. \(2014\)](#). En las estimaciones realizadas se controla por polinomios de orden 1 al 4 en la variable de asignación y se utiliza el bandwidth óptimo siguiendo a [Calonico et al. \(2020\)](#).