

# Gratuidad en educación superior: Efectos en la matrícula y en los resultados educacionales de los estudiantes

Catalina Canals, Pablo Carvajal, Alejandra Mizala

6 de septiembre de 2024

# 1. Introducción

La literatura internacional ha mostrado que los estudiantes de menores ingresos se matriculan en menor medida en la educación terciaria. Lo anterior se explica por dos razones. Por un lado, los estudiantes de menores recursos tienen restricciones de financiamiento para proseguir sus estudios superiores. Por otro lado, debido a sus menores recursos, es posible que en la etapa escolar hayan tenido un menor acceso a educación de calidad, contando con una menor preparación académica para acceder a la educación superior. Puesto que las decisiones de los estudiantes dependen de ambos factores, es difícil distinguir el efecto causal de cada uno de estos canales.

Para estimar el efecto causal de la restricción crediticia, la literatura ha explorado el rol de becas y créditos en el acceso a la educación superior. Generalmente, estas políticas combinan requisitos tanto académicos como de necesidad financiera de los estudiantes y cubren una fracción del arancel. Sin embargo, resta determinar el efecto causal de una política que se basa exclusivamente en la necesidad de financiamiento del estudiante. Tal es el caso de la gratuidad en la educación superior, una política ampliamente aplicada, mas su universalidad dificulta la determinación de su efecto causal al no existir simultáneamente un grupo de control y uno tratado.

Este trabajo estudia el efecto causal del financiamiento en el acceso a la educación superior en términos de matrícula y postulaciones. Para ello, se analiza la política de gratuidad en la educación superior en Chile. La política cubre el arancel anual de los estudiantes beneficiarios y su elegibilidad depende del decil de ingreso per cápita del estudiante y de las instituciones adscritas. Como la gratuidad no afecta a toda la población estudiantil, permite distinguir entre grupos de control y tratado. Además, la gratuidad se caracteriza por la adopción escalonada tanto por parte de los beneficiarios como de las instituciones participantes. En efecto, en 2016 la gratuidad comprendió a los primeros 5 deciles de ingreso per cápita que se matriculasen en universidades tradicionales y algunas privadas. En 2017, la política se expandió a la educación superior técnico-profesional, y en 2018 se extendió a estudiantes del sexto decil.

Explotando el diseño de la política, es decir, usando el umbral de asignación y la adopción escalonada de la política, la estrategia de identificación se basa en regresión discontinua y diferencia en diferencias. La primera estrategia compara observaciones en torno al umbral de elegibilidad de

la política, mientras que la segunda permite estudiar observaciones lejos del umbral de asignación, lo que enriquece el análisis a expensas de un supuesto más fuerte para su interpretación causal.

La estrategia de identificación muestra que el efecto causal, tanto en la matrícula como en las postulaciones al sistema único de admisión (SUA), depende del grupo de tratamiento. En 2016, la política no causó un aumento significativo en la probabilidad de matrícula en las instituciones adscritas (salvo el caso de universidades privadas tradicionales) debido a que la política no mejora el rendimiento en el examen de admisión. Sin embargo, en 2017, cuando se incluyó la educación superior técnico-profesional (centros de formación técnica o CFTs e institutos profesionales o IPs), existe un efecto causal en las instituciones técnico-profesionales adscritas a la gratuidad. Finalmente, la inclusión de los estudiantes del sexto decil aumentó su probabilidad de matrícula en todas las instituciones adscritas.

En este reporte se describe la revisión de literatura, el sistema de educación superior en Chile, la estrategia de identificación y sus resultados. Los resultados abordan las consecuencias de las tres versiones de la gratuidad: Reforma 2016 que creó la gratuidad para los primeros 5 deciles y afectó exclusivamente a universidades, la reforma del 2017 que incluyó la educación superior técnico-profesional y la reforma que expandió la gratuidad a estudiantes en el sexto decil de ingreso per cápita. Finalmente, se entregarán reflexiones finales.

## **1.1. Revisión de literatura**

A nivel mundial, los países han implementado diferentes tipos de apoyo financiero con el objetivo de aumentar las oportunidades de los estudiantes para cursar estudios superiores. Un enfoque común ha sido implementar créditos y becas basados en el mérito o la necesidad socioeconómica. Por ejemplo, en Australia, Dinamarca, Inglaterra (Reino Unido), Nueva Zelanda, Suecia y Estados Unidos, al menos el 80 % de los estudiantes nacionales recibe apoyo financiero público mediante créditos estudiantiles, becas o subvenciones en 2019/2020. Mientras, esta proporción se encuentra entre el 55 % y el 61 % en Finlandia, Lituania y Noruega. En el caso de Francia, Italia y España, entre el 34 % y el 44 % de los estudiantes recibe apoyo financiero público, mientras que no más del 25 % de los estudiantes lo hace en Austria, las Comunidades Flamenca y Francesa de Bélgica,

Alemania y Suiza. En estos últimos países, el apoyo financiero público se dirige a grupos focalizados de estudiantes, como aquellos de entornos desfavorecidos o familias de bajos ingresos. Esto contrasta con el caso de algunos países latinoamericanos, como Argentina, Brasil y Uruguay, los cuales han implementado políticas de gratuidad con el objetivo de reducir a cero el costo de aranceles para los estudiantes. Estas políticas generalmente cubren a toda la población estudiantil, aunque en algunos casos, como en Chile, esta cubre al 60 % de ellos (OCDE, 2022).

A pesar de la gran diversidad de políticas de ayudas financieras en el mundo, la mayoría de la investigación que explora los efectos causales de estas en el acceso a la educación superior han analizado políticas o programas implementados en Estados Unidos. Dichos estudios se enfocan en instituciones de educación superior específicas o en políticas de distintos estados, enfatizando en características particulares de dichos contextos.

La evidencia del efecto de las ayudas financieras en el acceso a la educación superior no es concluyente y depende del nivel socioeconómico de los beneficiarios. En algunos casos, se ha encontrado un efecto positivo por parte de las becas para estudiantes con necesidad financiera en la matrícula en instituciones públicas que ofrecen programas de 4 años (Van der Klaauw, 2002; Castleman y Long, 2016). Sin embargo, en el caso de las becas Pell<sup>1</sup>, se encuentran efectos causales en la matrícula que no son estadísticamente significativos (Carruthers y Welch, 2019; Marx y Turner, 2018). Por otra parte, Denning (2017) examinó los efectos causales de la disminución de los aranceles en los *Community Colleges* de Texas, encontrando que dichas ayudas reducían la necesidad de los estudiantes de solicitar créditos, aumentando posteriormente la matrícula en educación superior por parte de los estudiantes de bajos ingresos.

Investigaciones similares, también en el caso de EE. UU., han analizado el impacto de la gratuidad en universidades altamente selectivas. Burland y cols. (2023) encontraron que el efecto en la postulación y matrícula depende del nivel de certeza que tienen los estudiantes respecto a sus posibilidades de obtener ayuda financiera. Cuando los estudiantes tienen que postular a dicha ayuda, la política no afecta la matrícula y la postulación. Sin embargo, existe un efecto positivo en ambas métricas cuando se les asegura a los estudiantes de bajos ingresos que recibirán ayuda financiera.

---

<sup>1</sup>Las Becas Pell son subvenciones federales proporcionadas por el gobierno de los Estados Unidos para ayudar a los estudiantes a pagar la universidad

Por su parte, en el caso de programas de ayuda financiera basados en el mérito académico en los Estados Unidos, [Goodman \(2008\)](#) encuentra un efecto positivo en instituciones selectivas. Por otra parte, [Bettinger y cols. \(2019\)](#) mostró que los beneficiarios no necesariamente aumentan su matrícula en la universidad, pues depende del nivel de matrícula previa. Cuando los niveles de matrícula previa eran bajos, el efecto de estas políticas era de mayor magnitud que cuando los niveles de matrícula en educación superior eran altos. Considerando que las investigaciones mencionadas se enfocan en poblaciones específicas de EE. UU., extrapolar sus resultados a otros contextos implica ciertos desafíos.

Algunos estudios han analizado políticas nacionales de ayuda financiera, que se focalizan en estudiantes económicamente desfavorecidos. Por ejemplo, abordan el programa “Ser Pilo Paga” implementado en Colombia en 2014<sup>2</sup>, encontrando que este aumentó la representación de estudiantes de bajos ingresos en las mejores universidades en términos académicos e incluso redujo su matrícula en universidades de baja calidad ([Bernal y Penney, 2019](#); [Londoño-Vélez y cols., 2020](#)). En el caso de Francia, [Fack y Grenet \(2015\)](#) estimaron el efecto causal de las becas para estudiantes de bajos ingresos que cubren gastos de subsistencia y manutención, encontrando un efecto positivo en la matrícula en educación superior.

Además, en otros países, se han analizado las consecuencias de implementar el cobro de aranceles en la educación superior en contextos donde esta solía ser gratuita. En el caso de Inglaterra, [Murphy y cols. \(2019\)](#) no encontró un efecto causal en la matrícula, mientras que en Alemania, la introducción de aranceles disminuyó la probabilidad de matrícula universitaria por primera vez.

En el caso de Chile, estudios han analizado diversas políticas de ayuda financiera. [Solis \(2017\)](#) y [Bucarey \(2018\)](#) estimaron el impacto causal de la expansión del acceso a becas y créditos (CAE) en la matrícula en el sistema de educación superior chileno, encontrando en ambos casos un aumento en la matrícula en la educación superior. Sin embargo, [Bucarey \(2018\)](#) encuentra que este resultado se produce a expensas de reducir las oportunidades para los estudiantes de menores ingresos. [Aguirre \(2021\)](#) estudia el efecto de dar acceso a becas y créditos a estudiantes de bajo rendimiento académico, concluyendo que estos aumentan su probabilidad de matricularse en la

---

<sup>2</sup>Este programa da préstamos a estudiantes de bajos recursos matriculados en instituciones selectivas. Una vez que los estudiantes se gradúan, el crédito se condona.

educación superior.

En cuanto a la política de gratuidad en la educación superior en Chile, la incipiente investigación ha ahondado en sus consecuencias. [Ó. Espinoza y cols. \(2022\)](#) Espinoza et al. (2022) realizó un estudio cualitativo de cómo los beneficiarios perciben esta política. Sus resultados muestran que ellos piensan que esta contribuye a su retención en educación superior. Además, [O. Espinoza y cols. \(2024\)](#) comparó postulaciones a la universidad antes y después de que la política se introdujera, encontrando pocos cambios en las elecciones estudiantiles en términos de la selectividad de las universidades, longitud de los programas, y postulación a carreras del área de Ciencia, Tecnología, Ingeniería y Matemática (STEM, por su acrónimo en inglés). En contraste, ellos observaron una mayor tendencia a postular a programas con aranceles más caros desde la implementación de la política. Sin embargo, el impacto de la política en la matrícula en educación superior, la matrícula por tipo de institución y la postulación a universidades no han sido aún analizados.

## **1.2. Sistema de Educación Superior en Chile**

### **1.2.1. Contexto Institucional**

El sistema de educación superior chileno comprende tres tipos de instituciones que ofrecen diferentes programas: universidades, IPs y CFTs. Las universidades ofrecen grados académicos y títulos profesionales, con carreras de pregrado que suelen durar 4 años o más. Los IPs ofrecen programas técnicos y profesionales que generalmente duran de 2 a 3 años, mientras que los CFTs ofrecen programas técnicos de 2 a 3 años de duración. Mientras los IPs son administrados por entidades privadas, existen universidades y CFTs tanto públicos como privados. Los estudiantes pueden encontrar instituciones de educación superior en las principales ciudades de Chile, lo que hace que el acceso a la educación esté ampliamente disponible. En total, en 2016, había 59 universidades, 42 institutos profesionales y 50 centros de formación técnica.

Existen dos tipos de universidades. Las universidades tradicionales incluyen a las instituciones públicas y a las universidades privadas creadas antes de 1980, y son coordinadas por el Consejo de Rectores de las Universidades Chilenas (CRUCH). Las universidades del CRUCH son elegibles para obtener financiamiento parcial del estado y se reconocen como más prestigiosas y selectivas.

Las universidades no tradicionales son universidades privadas creadas después de 1980. El Departamento de Evaluación, Medición y Registro Educativo (DEMRE) de la Universidad de Chile administra un sistema único de admisión (SUA) para las universidades tradicionales. A partir de 2012, algunas universidades no tradicionales se han unido progresivamente a este sistema.

Para participar en el sistema único de admisión (SUA), después de graduarse de la educación secundaria, los estudiantes deben rendir un examen de admisión universitaria. Para el período analizado en este artículo, el examen que estaba en vigencia se conoce como Prueba de Selección Universitaria (PSU).<sup>3</sup> En el mismo período, alrededor del 77 % de los estudiantes que se graduaron de la educación secundaria rindieron la PSU el mismo año en que se graduaron de dicho nivel de educación. Los estudiantes de establecimientos de enseñanza media pública pueden rendir la prueba gratuitamente, mientras que el precio es relativamente bajo para el resto de los estudiantes (alrededor de 30.000 pesos chilenos (CLP) en 2020). Antes de 2016, rendir el examen era un requisito para acceder a la ayuda financiera pública en programas de licenciatura, mientras que un promedio mínimo de notas de enseñanza media era el requisito principal para la ayuda financiera en programas no conducentes a licenciatura (5,27, aunque variaba año a año). En ambos casos, los estudiantes deben cumplir con requisitos socioeconómicos para ser elegibles.

La PSU consta de exámenes obligatorios de matemáticas y lenguaje, y pruebas optativas de ciencias sociales y ciencias. Aun siendo estos últimos voluntarios, algunos programas universitarios pueden exigirlos como requisito de postulación. Los puntajes de la PSU se ajustan a una distribución normal con un rango de 150 a 850, media y mediana de 500, y desviación estándar de 110 puntos. Los programas universitarios utilizan un puntaje de postulación para seleccionar a los estudiantes entre los postulantes. Este puntaje es un promedio ponderado de las puntuaciones de los exámenes de distintas áreas, las calificaciones de la educación secundaria (NEM) y el puntaje ranking de enseñanza media. La ponderación de estos distintos elementos varía según programa y está disponible públicamente para los estudiantes antes de su postulación. Una vez que los estudiantes conocen sus puntajes PSU, para postular vía el SUA, los estudiantes deben listar no más de 10 programas específicos ofrecidos por las universidades participantes, en orden de preferencias. Las vacantes disponibles en los programas se asignan seleccionando a los postulantes en un orden

---

<sup>3</sup>En el proceso de admisión a la universidad 2023, el examen de admisión cambió.

estrictamente decreciente según su puntaje de postulación.

Para las universidades que no participan en el sistema de admisión centralizada, los IPs y los CFTs, la admisión es descentralizada: las instituciones ofrecen vacantes de forma independiente y tienen sus propios procesos de postulación. En este sistema, los estudiantes que postulan antes probablemente tienen una mayor probabilidad de ser admitidos, aunque algunos requisitos académicos también pueden influir en la decisión de admisión <sup>4</sup>.

### 1.2.2. Financiamiento estudiantil

Las tres categorías de instituciones de educación superior cobran el costo de matrícula y aranceles anuales a sus estudiantes. En el año 2020, el arancel promedio en CFTs fue de \$2.022.143 (CLP) y en los IPs de \$2.235.051 (CLP). En las universidades, hay cierta varianza según su tipo: Las universidades tradicionales públicas cobraron en promedio: \$3.656.749 (CLP), las tradicionales privadas \$4.602.782 (CLP) y las universidades privadas no tradicionales \$4.282.511 (CLP). Considerando que en la encuesta CASEN (Caracterización Socioeconómica Nacional) de dicho año, el ingreso per cápita anual mediano para el sexto decil se situó en \$2.700.000 CLP, los aranceles de CFTs e IPS constituyen entre un 75 % y un 83 % de dichos ingresos, mientras que los aranceles universitarios superan con creces a estos (135 % para las universidades tradicionales, 170 % para las universidades tradicionales privadas y 158 % para las universidades privadas).

Hasta 2016, las únicas ayudas financieras para financiar la educación superior provistas por el estado en Chile consistían en becas y créditos. La elegibilidad para estos programas de ayuda financiera se basa en criterios específicos, que pueden incluir niveles de ingresos/patrimonio y/o rendimiento académico. Por ejemplo, para ser elegible para los créditos, existen diferentes requisitos dependiendo del tipo de institución de educación superior en la cual el estudiante se matricula. Durante el período analizado, en el caso de las universidades, un estudiante debe tener un puntaje promedio de al menos 475 puntos en las pruebas PSU de matemáticas y lenguaje y pertenecer al octavo decil de ingresos o inferior. Para los IPs y CFTs, se requiere que los estudiantes tengan un promedio de notas de 5,27 (en una escala del 1 al 7) durante la educación secundaria o un puntaje

---

<sup>4</sup>Generalmente, el requisito corresponde a demostrar que el estudiante posee la graduación de la educación secundaria

promedio de al menos 475 puntos en las pruebas PSU de matemáticas y lenguaje. Por otro lado, las becas requieren un puntaje de 500 puntos en el examen de admisión a la universidad o 5.0 y pertenecer al séptimo decil de ingresos o inferior.

Sin embargo, la mayoría de los créditos y becas públicas no suelen cubrir la totalidad de la matrícula; en su lugar, generalmente cubren solo el “arancel de referencia” del programa. Los “aranceles de referencia” son definidos por la autoridad pública para cada programa de educación superior y la mayoría de las veces son inferiores a los aranceles establecidos por las instituciones de educación superior. Además, algunas becas proporcionan financiamiento hasta cierto valor, generalmente alrededor de 1.150.000 CLP, lo que puede ser menor que los aranceles reales. Por lo tanto, los estudiantes que reciben becas y créditos pueden necesitar pagar la diferencia entre los aranceles reales y la cantidad cubierta por la ayuda financiera. En promedio, esta brecha asciende a alrededor de 600.000 CLP por año.

En 2016, la introducción de la política de gratuidad dio lugar a un nuevo programa de ayuda financiera para estudiantes de bajos ingresos que estudian un programa de pregrado presencial en instituciones específicas. El financiamiento cubre solo la duración nominal del grado, y la elegibilidad de los estudiantes se determina en función de registros administrativos que asignan a los estudiantes a deciles de ingreso. Inicialmente, la política estaba disponible para estudiantes hasta el quinto decil de ingresos que cursaban programas de pregrado académicos en universidades que cumplieran ciertos requisitos. Posteriormente, en 2017, la política se amplió para incluir IPs y CFTs que cumplieran ciertos requisitos. En 2018, la política se expandió aún más para incluir a estudiantes hasta el sexto decil de ingresos que se matricularan en cualquiera de los tres tipos de instituciones.

El beneficio de la gratuidad cubre solo el arancel real y el valor de la matrícula. Esta característica es independiente del ingreso per cápita familiar. Además, una vez que un estudiante es beneficiario de esta política, debe cumplir requisitos específicos para mantener el beneficio. Específicamente, pueden cambiar a otro programa (a otra institución elegible) como máximo una vez.

La gratuidad, junto a las becas y créditos provistos por el estado, son ayudas financieras

mutuamente excluyentes, en tanto los estudiantes solo pueden acceder a una de ellas. Además, ningún programa de ayuda financiera proporciona beneficios para gastos de subsistencia.

Además de la ayuda financiera pública, la industria bancaria también ofrece créditos a estudiantes para ayudar a cubrir los costos de la educación superior. Sin embargo, el uso de créditos privados es menos común debido a las condiciones financieras rigurosas asociadas con estos créditos. Aun así, los estudiantes de ingresos más altos pueden ser más propensos a optar por créditos privados si no cumplen con los criterios para recibir ayuda financiera pública. Este grupo difiere de los beneficiarios de la ayuda financiera pública en términos de características observables, como ingresos y rendimiento académico, así como factores no observables.

### **1.2.3. Postulación a ayudas financieras del Estado**

En el sistema de educación superior chileno, los estudiantes pueden postular para acceder a financiamiento público a través de créditos, becas y gratuidad. Para ello, deben completar el Formulario Único de Acreditación Socioeconómica (FUAS). Este proceso se lleva a cabo antes de que los estudiantes realicen los exámenes de admisión. Para acceder al formulario FUAS, los estudiantes deben iniciar sesión en una página web utilizando su contraseña personal y número de identificación nacional (RUN). Es importante destacar que estas credenciales se conectan a una base de datos nacional pública que contiene registros completos de cada hogar en Chile. Una vez que han iniciado sesión, los estudiantes deben proporcionar información personal y relacionada con la familia, como la dirección familiar, información sobre la escuela secundaria y la identificación de los miembros de la familia, incluyendo su RUN y nivel educativo. Además, los estudiantes deben proporcionar información sobre las diversas fuentes de ingresos dentro de la familia, como salarios laborales, ingresos de pensiones, dividendos de activos, pagos de bienes raíces e ingresos provenientes de actividades independientes realizadas durante los dos últimos años antes de la postulación. El Ministerio de Educación (MINEDUC) verifica estas declaraciones financieras cruzándolas con el Registro Social de Hogares, el Registro Civil, el Servicio de Impuestos Internos y otros registros relevantes. Como parte del proceso, también estima los puntos de corte de los deciles de ingresos basados en registros administrativos. Antes de que se publiquen los resultados de los exámenes

de admisión, el MINEDUC publica la revisión de la información socioeconómica que determina la elegibilidad de los estudiantes para posibles ayudas financieras, incluyendo su quintil y decil de ingresos.

Después de la publicación del rendimiento en los exámenes, el MINEDUC publica los resultados de preselección de ayuda financiera y los estudiantes descubren si cumplen con los requisitos para recibir financiamiento público. Los estudiantes que no se preseleccionaron pueden solicitar que se vuelva a considerar su solicitud, donde tienen la oportunidad de proporcionar información adicional para justificar su elegibilidad para los beneficios de estudiantiles. Sin embargo, solo una pequeña fracción de estudiantes lo hace.

Dado que algunos beneficios solo se otorgan a estudiantes que se matriculan en instituciones de educación superior específicas, la disponibilidad de ayuda financiera puede influir en las decisiones de solicitud e inscripción de un estudiante.

## **2. Estrategia de identificación**

En esta sección, se explican las estrategias de identificación para estimar el efecto causal de la política de gratuidad en la matrícula en la educación superior y las postulaciones al sistema centralizado de admisión.

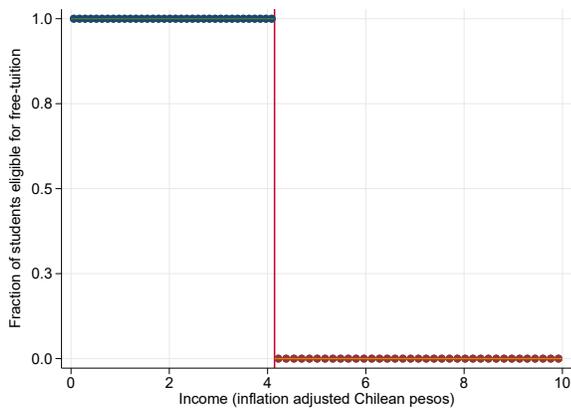
### **2.1. Análisis de la matrícula**

Determinar el efecto causal de la gratuidad en la educación superior en la probabilidad de matricularse en ese nivel tiene algunas complejidades provocadas por la presencia de variables omitidas relevantes en la decisión de matrícula, lo que genera un problema de endogeneidad. Para abordar este problema, se usa el diseño de regresión discontinua que permite comparar estudiantes que se encuentran marginalmente por debajo y por sobre el umbral de elegibilidad. Este procedimiento permite que tanto las observaciones del grupo control como del tratado difieran solamente en su estatus de tratamiento.

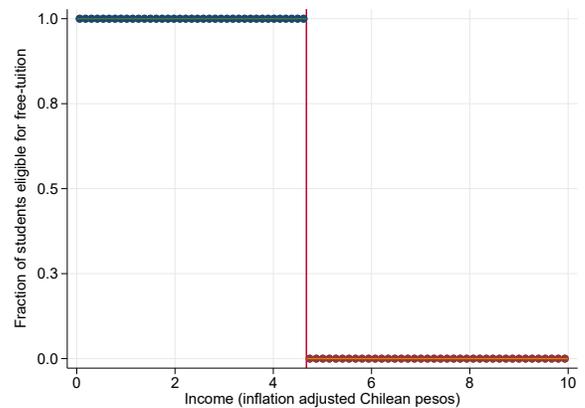
Específicamente, la identificación usa la discontinuidad en la elegibilidad de la gratuidad. De-

bido a que el resultado final de la asignación de beneficios estudiantiles es una consecuencia de la decisión de matrícula del estudiante y debido a la existencia de estudiantes que, siendo elegibles, reciben una beca o crédito, se estimará el efecto causal de la intención de tratamiento.

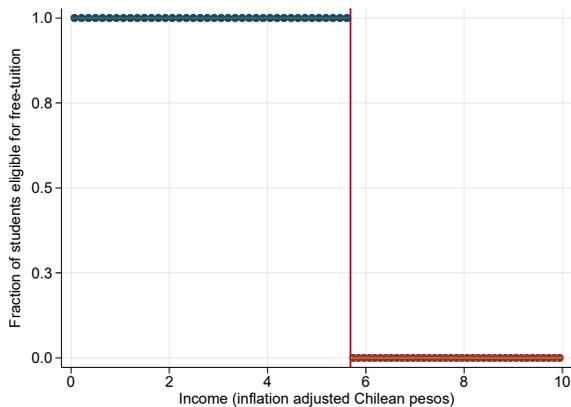
Para la estimación de la intención de tratamiento, se agrupan las observaciones de acuerdo a su ingreso per cápita a cada lado del punto de corte. Para las observaciones agrupadas en  $b_i$ , se calcula la fracción de estudiantes que se matriculó en la educación superior  $y_{b_i,t}$  en el periodo  $t$ . Usando dicha agrupación, la figura (2) muestra la regla de elegibilidad para cada año entre 2016 y 2019. En 2016 y 2017, el umbral de asignación fue el quinto decil, mientras que dicho umbral fue el sexto decil a partir de la reforma de 2018. De acuerdo con este umbral, las observaciones elegibles son aquellas cuyo ingreso per cápita es menor al punto de corte, lo que crea una discontinuidad nítida.



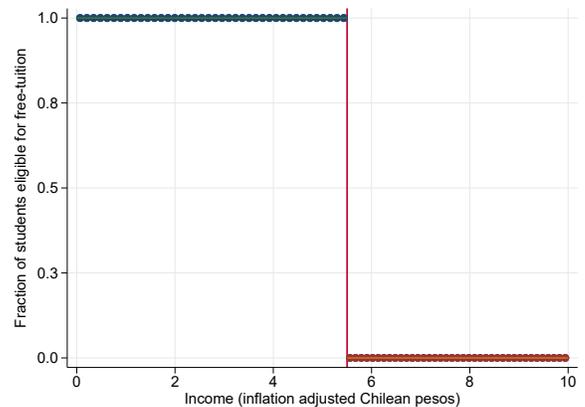
(a) 2016



(b) 2017



(a) 2018



(b) 2019

Figura 2: Criterio de elegibilidad para la gratuidad en 2016, 2017, 2018 y 2019

Para estimar el efecto causal del primer año en que la gratuidad está vigente, se utiliza un enfoque de regresión discontinua basada en la aleatoriedad local (Cattaneo et al., 2015). Este enfoque es análogo a la regresión discontinua tradicional, empero se diferencia en que asume que la variable dependiente es independiente del ingreso per cápita y de cualquier otra variable que no sea el tratamiento. Lo anterior se traduce en que la banda considerada para las estimaciones es la más larga, que asegura que el grupo tratado no difiere del de control en términos de las covariables.

Las covariables usadas en la definición de la banda son: Edad, género, promedio de notas de enseñanza media (NEM), puntaje NEM, puntaje ranking, si el colegio es científico humanista, la dependencia administrativa del colegio (escuelas públicas, subvencionadas y privadas). Se excluyen los puntajes en las pruebas de admisión a la educación superior para usarlos como prueba de falsificación del tratamiento.

La ecuación (1) estima el efecto de la gratuidad en la probabilidad de matricularse.  $\mathcal{T}_{DM}$  indica la diferencia entre los promedios de la variable dependiente  $y_{b_i}$  de los grupos de tratamiento y de control.  $n_{W_0}$  representa el número total de observaciones en la banda y  $m_{W_0}$  indica el número de observaciones tratadas.  $Z_{b_i,t} = \mathbb{1}\{I_{b_i,t} \leq \bar{c}_t\}$  es una variable binaria que indica si un estudiante perteneciente al grupo  $b_{i,t}$  es elegible para la gratuidad (1 si es elegible y 0 si no).

$$\mathcal{T}_{DM} = \frac{1}{m_{W_0}} \sum_{b_i \in W_0} y_{b_i} Z_{b_i} - \frac{1}{n_{W_0} - m_{W_0}} \sum_{I_{b_i} \in W_0} y_{b_i} (1 - Z_{b_i}) \quad (1)$$

La tradicional estimación de regresión discontinua asume que la variable dependiente solamente presenta la discontinuidad en el umbral de asignación del tratamiento. Sin embargo, en el caso del financiamiento estudiantil para la educación superior, la multiplicidad de ayudas estudiantiles observables y no observables por el econometrista que pueden depender de la misma variación que la regla de asignación representa una amenaza a la identificación del efecto causal del tratamiento. Por ello, para medir el efecto causal de la incorporación de la educación técnico-profesional y del sexto decil, se estima la siguiente ecuación que se denomina diferencia en discontinuidades:

$$y_{b_i,t} = f(I_{b_i,t}) + \alpha_1 Z_{b_i,t} + \alpha_2 Z_{b_i,t} \times f(I_{b_i,t}) + \mathbb{T}[f(I_{b_i,t}) + \beta Z_{b_i,t} + \alpha_3 Z_{b_i,t} \times f(I_{b_i,t})] + \varepsilon_{b_i,t} \quad (2)$$

$$\mathbb{T} = \begin{cases} 1, & \text{si } t = t^* \\ 0, & \text{en el caso contrario} \end{cases}$$

En la ecuación (2),  $f(I_{b_i,t})$  es un polinomio de orden 1 o 2 del ingreso per cápita ( $I_{b_i,t}$ ) de los estudiantes en el grupo  $b_i$  en el periodo  $t$  centrada en el umbral de asignación que es la variable de la que depende la regla de elegibilidad y define la distancia del grupo al umbral  $\bar{c}_t$  en el periodo  $t$ .  $\varepsilon_{b_i,t}$  representa el error idiosincrático del grupo  $b_i$  en el periodo  $t$  y  $\mathbb{T}$  corresponde al indicador del periodo en que se incorpora la educación superior técnico-profesional o el sexto decil. El periodo base es el año 2016, por ende, la especificación anterior mide el efecto de la variación de la política con respecto a la gratuidad inicial.

En síntesis, el enfoque de aleatoriedad local que emula el experimento aleatorio se utiliza para estimar el impacto causal de la gratuidad en 2016, y las diferencias en discontinuidades para identificar el impacto de la incorporación tanto de educación superior técnico-profesional (CFTs e IPs) y del sexto decil.

## 2.2. Análisis de las postulaciones al sistema centralizado de admisión

La matrícula en las universidades tradicionales se encuentra sujeta a la postulación al sistema centralizado de admisión. Para postular, los estudiantes deben superar un puntaje umbral. Luego de la postulación, los estudiantes se ordenan de manera decreciente según su puntaje ponderado, ofreciéndose matrícula solo hasta ocupar las vacantes del programa académico. Por tanto, la probabilidad de matricularse es condicional en la postulación. Por ello, se analizan las postulaciones al SUA <sup>5</sup>.

La estimación procede en dos etapas. Primero, se identifica el efecto causal usando el experimento aleatorio local y las diferencias en discontinuidades. Esta estrategia se complementa con una estrategia de identificación basada en diferencias en diferencias que permite estudiar el comportamiento de observaciones que se encuentran lejos del umbral de elegibilidad de la política, pero al

---

<sup>5</sup>Las instituciones participantes en SUA pueden variar a lo largo de los periodos, por consiguiente, se consideran aquellas que participaron en el proceso de admisión 2013.

costo del supuesto de tendencias paralelas en los periodos previos al tratamiento.

Respecto de la estimación por diferencia en diferencias, se agrupa a las observaciones de acuerdo a sus covariables: NEM, puntaje ranking, género, si el colegio de procedencia es público, privado y si la madre tiene nivel de escolaridad universitaria y decil de ingreso per cápita. Usando esta agrupación como unidad de análisis, se estima la ecuación (3). En esta ecuación,  $y_{b_i,t}$  representa la fracción de estudiantes que envía una postulación,  $\alpha_{G_{b_i}}$  es un efecto fijo para cada grupo  $G_{b_i}$ . Hay tres grupos que son identificados por el primer periodo  $G_{b_i}$  en que se tratan: los estudiantes en los primeros cinco deciles de ingreso per cápita o primer grupo tratado, los estudiantes del sexto decil o segundo grupo tratado y los estudiantes del grupo control que corresponden a los deciles del 7 al 10.  $\alpha_t$  es un efecto fijo por periodo,  $Z_{b_i,t}^h$  indica si una observación  $b_i$  es elegible para la gratuidad  $h$  periods antes o después de que el grupo es elegible por primera vez para la gratuidad,  $X_{b_i,t}$  corresponde a controles y  $\varepsilon_{b_i,t}$  representa al error idiosincrático.

$$y_{b_i,t} = \alpha_{G_{b_i}} + \alpha_t + \sum_{h \neq -1, h=-k}^K \beta_h Z_{b_i,t}^h + \alpha X_{b_i,t} + \varepsilon_{b_i,t} \quad (3)$$

$$Z_{b_i,t}^h = \mathbb{1}\{t - G_{b_i} = h\} \begin{cases} 1, & \text{si } t - G_{b_i} = h \\ 0, & \text{en el caso contrario} \end{cases}$$

Además, se estima la ecuación (4) para agregar el efecto causal de la política en las postulaciones.

$$y_{b_i,t} = \alpha_{G_i} + \alpha_t + \beta D_{b_i,t} + \alpha X_{b_i,t} + \varepsilon_{b_i,t} \quad (4)$$

Las estimaciones anteriores siguen a Callaway & Sant'anna (2021).

### 3. Resultados

En esta sección se presentan el análisis de la validez de la regresión discontinua, su test de falsificación, los resultados del análisis de la gratuidad en la matrícula en la educación superior y en las postulaciones al SUA.

### 3.1. Validez de la regresión discontinua

La validez de la RDD depende de que no exista manipulación de la variable que determina la elegibilidad de los estudiantes y que la política no afecta las variables relevantes previas al tratamiento. La manipulación del ingreso reportado es difícil por diversas razones: La definición de los límites de los deciles se publica con posterioridad al envío del FUAS, la aplicación considera los ingresos de los dos últimos años y el MINEDUC corrige la información usando registros administrativos.

La figura (3) muestra la distribución de ingresos de los estudiantes. Si hubiera manipulación, la figura debiera mostrar un abultamiento justo antes del punto de corte. Dicho abultamiento no ocurre. Los test estadísticos corroboran la demostración gráfica al no rechazar la hipótesis nula de que la distribución de ingresos de los grupos control y de tratamiento son iguales localmente <sup>6</sup>.

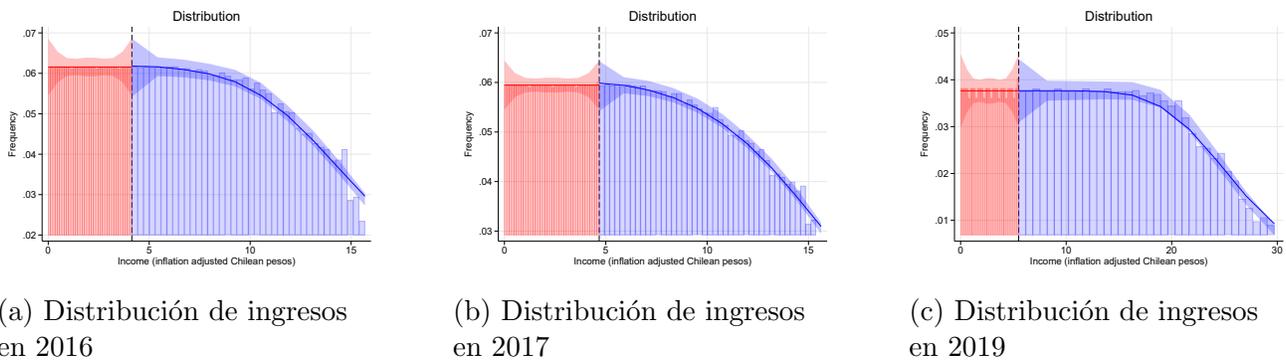


Figura 3: Test de densidad para el ingreso administrativo

El ingreso está medido en UF. Los paneles a, b y c muestran la estimación del test para las cohortes 2016, 2017 y 2019, respectivamente

Habiendo probado la continuidad de la distribución de ingresos, se demuestra que las covariables previas al tratamiento no difieren entre el grupo control y el de tratamiento para cada una de las etapas de la gratuidad. Es decir, la gratuidad en su etapa inicial —cuando solamente las universidades participaban en ella y los beneficiarios eran estudiantes en los primeros 5 deciles de ingreso—, la que incluyó la educación superior técnico-profesional y la que extendió el beneficio al sexto decil no pueden causar una diferencia estadísticamente significativa entre el grupo de tratamiento y de control. Por cuanto, por definición, son variables previas a la aplicación del

<sup>6</sup>Se aplican tres tests. Se usa el test de continuidad local de Cattaneo et al. (2017b), el test de continuidad de McCrary (2008) y el test de Frandsen (2017)

tratamiento.

En el caso de la regresión discontinua basada en el experimento aleatorio local, el balance de las covariables se obtiene por construcción de la banda que define las observaciones que se compararán. Para las demás estimaciones, se reemplaza la variable dependiente por las covariables de pretratamiento. Como muestra la tabla (10), hay un efecto estadísticamente positivo en 2017 para la variable género. No obstante, el resto de las covariables no muestran una significancia estadística al 95 % de confianza. Similarmente, la tabla (9) no muestra un efecto estadísticamente significativo al 95 %.

### 3.2. Test de falsificación

El test de falsificación consiste en considerar una variable dependiente que no debiera ser afectada por el tratamiento, pero que es posterior al envío de la postulación al FUAS que es el momento en que el estudiante reporta sus ingresos familiares y calcula su ingreso per cápita.

El principal requerimiento de la gratuidad es de carácter económico: Los estudiantes deben satisfacer el requisito de ingreso per cápita, independiente de su rendimiento académico. Por lo tanto, ser elegible para la gratuidad no debe afectar el rendimiento en la PSU. Al mismo tiempo, el puntaje en la PSU es predictor de la probabilidad de matricularse en la educación superior. Por tanto, si existiere un efecto, entonces los grupos tratados y no tratados diferirían sustancialmente; por ende, el efecto causal en la matrícula no podría ser atribuible exclusivamente al tratamiento.

Para este test, se usa como variable dependiente cada uno de los módulos de la PSU (matemática, lenguaje, ciencias naturales y ciencias sociales) y se estima el efecto de la gratuidad usando cada uno de los enfoques descritos en la sección de estrategia de identificación.

La tabla (6) muestra el efecto causal de la gratuidad en los puntajes estandarizados de los 4 módulos de la PSU. La política no tiene un efecto causal estadísticamente significativo en ninguno de los módulos. Similarmente, la tabla (7) muestra los resultados de la estimación de la reforma que incluyó a la educación superior técnico-profesional, siendo insignificantes estadísticamente para todos los módulos del test de admisión. Finalmente, la tabla (8) muestra el efecto causal de la extensión de la gratuidad al sexto decil. Los resultados muestran que la política no afectó el

rendimiento de los estudiantes en los módulos de la PSU.

En resumen, la gratuidad no tiene un efecto causal en el puntaje de las pruebas de admisión a la educación superior.

### **3.3. Matrícula en la educación superior**

#### **3.3.1. Gratuidad en 2016**

La política en 2016 permitió a los estudiantes en los primeros cinco deciles de ingresos acceder a la gratuidad si se matriculaban en las universidades adscritas. La mayoría de estas instituciones eran universidades tradicionales que participan del SUA. En este sistema, las vacantes se distribuyen ordenando a los estudiantes según su puntaje ponderado en la PSU. La tabla (1) muestra las estimaciones del efecto promedio del tratamiento o ATE (ecuación (1)) en la matrícula en la educación superior. También incluye los valores P para probar si el ATE, es decir, la diferencia en medias entre los grupos de control y tratamiento, es diferente de 0.

Usando un 95 % de confianza, la tabla (1) ilustra que ser elegible para la gratuidad no aumentó la matrícula en educación superior (ver columna (1)). En otras palabras, no hay evidencia que sugiera que la media de la matrícula entre las unidades tratadas y de control sea estadísticamente diferente. Además, los resultados desagregados por tipo de institución corroboran este resultado, pues ninguno de los efectos es estadísticamente significativo. Aunque esto se esperaba para los CFTs, IPs y Universidades Privadas No Tradicionales, que estuvieron mayormente fuera de la reforma (ver columnas (2), (5), (6) y (7)), es notable que no haya evidencia de que la política afectara la matrícula de universidades tradicionales (solamente en el caso particular de las privadas tradicionales), que sí fueron parte de la reforma (ver columnas (4), (8) y (9)). Esto se debe a que estas últimas son altamente selectivas; por lo tanto, la limitación de capacidad de la institución puede restringir el impacto potencial de la política en su matrícula.

#### **3.3.2. Inclusión de la educación superior técnico-profesional**

La reforma de 2017 amplió la política de gratuidad, permitiendo la participación de los CFT e IP. La tabla (2) ilustra los resultados para el efecto causal de esta reforma en las diferentes

variables de resultado, utilizando el enfoque de Diferencia en Discontinuidades. La tabla muestra que la política afectó la matrícula en la educación superior, específicamente en los CFTs e IPs, pero sin tener un impacto significativo en la matrícula universitaria. En efecto, las estimaciones de Diferencia en Discontinuidades indican que la política aumentó la probabilidad de matrícula inmediata en educación superior en 9,00 [p.p.], es decir, un cambio en la probabilidad de matrícula promedio del 44,62 % al 53,60 %, lo que significa un aumento porcentual del 20,17 %. En el caso de los CFTs e IPs, la política provocó un aumento de 5,82 [p.p.], elevando la probabilidad de matrícula inmediata del 21,47 % al 27,29 %, lo que representa un aumento del 27,10 %.

La tabla (3) muestra que la probabilidad de matrícula inmediata en CFTs aumentó en 2,63 [p.p.], lo que significa un incremento en la probabilidad de matrícula inmediata del 6,35 % al 8,99 %, equivalente a un aumento del 41,42 %. Para los IP, la estimación puntual sugiere que la política tiene un impacto causal de 2,82 [p.p.], lo cual es significativo a un nivel de confianza del 90 %. Esto significa que la probabilidad de matrícula inmediata aumenta en promedio del 15,46 % al 18,24 %, lo que implica un incremento del 18,30 % <sup>7</sup>.

### 3.3.3. Inclusión del sexto decil de ingresos

La reforma de 2018 extendió la gratuidad a los estudiantes del sexto decil de ingresos. La tabla () ilustra los resultados de las estimaciones basadas Diferencia en Discontinuidades. Indica que la reforma de 2018 incrementó la matrícula en educación superior al aumentar la matrícula tanto en universidades como en CFTs e IPs. Específicamente, la probabilidad de matrícula inmediata en educación superior aumentó en 14,52 [p.p.] lo que equivale a un aumento del 36,91 % al 51,43 %, lo que significa un incremento del 39,28 %. Para los CFTs e IPs, el efecto causal de la política es de 7,65 [p.p.], lo que implica un aumento en la probabilidad inmediata de matrícula del 16,32 % al 23,97 %, correspondiente a un incremento del 46,87 %. En el caso de las universidades, el impacto causal de la política es de 6,08 [p.p.], lo que implica un cambio en la probabilidad de matrícula del 21,08 % al 27,16 %, que representa un aumento del 28,84 %. En el caso de las universidades tradicionales, el efecto causal de la política es de 6,45 [p.p.], que significa un cambio del 11,67 % al 18,12 % (55,27 %).

---

<sup>7</sup>Los gráficos de diferencia en discontinuidades que muestran la matrícula en 2017 se encuentran [A.1](#)

La tabla (5) muestra los resultados más desagregados. Específicamente, en el caso de las universidades privadas, la política no tiene un efecto causal estadísticamente significativo. Para las universidades tradicionales públicas, la probabilidad de matrícula inmediata aumenta en 2,14 [p.p.], que significa un aumento del 5,41 % al 7,55 % (39,57 %), mientras que para las universidades tradicionales privadas, la política tiene un efecto causal de 3,45 [p.p.], que implica un cambio del 6,59 % al 10,03 %, o un aumento del 52,24 %. El efecto causal de la política en los CFTs es de 2,43 [p.p.], significativo al 90 % de confianza, que implica un aumento del 5,29 % al 7,73 % (45,94 %). Mientras tanto, para los IPs, el efecto causal de la política es de 4,82 [p.p.], aumentando la probabilidad de matrícula inmediata del 11,88 % al 16,30 % (40,57 %) <sup>8</sup>.

### 3.4. Postulaciones al SUA

El análisis de matrícula mostró que la política de gratuidad solo benefició a los estudiantes de los primeros 5 deciles de ingreso cuando la política incluyó a los CFTs e IP. Sin embargo, cuando la reforma se amplió a los estudiantes del sexto decil de ingresos, la política llevó a un aumento en la probabilidad de matrícula en universidades tradicionales (aunque el efecto estimado fue menor en comparación con instituciones menos selectivas). Este impacto diferencial puede atribuirse a la alta selectividad y capacidad limitada de las universidades tradicionales, cuyos procesos de selección se basan principalmente en los puntajes de exámenes de ingreso, una métrica de preparación académica que no se ve influenciada por la política. Dada la alta correlación entre los puntajes de los exámenes de admisión y el nivel socioeconómico en Chile, las universidades tradicionales tienden a matricular estudiantes generalmente más ricos que aquellos que se encuentran alrededor del umbral del quinto decil de ingresos. En consecuencia, esto probablemente explica el impacto limitado de la primera reforma en la matrícula en universidades tradicionales. No obstante, para profundizar en la posibilidad de que la política haya influido en la disposición de los estudiantes a matricularse en dichas universidades, se estima el efecto causal de ser elegible para la gratuidad en la probabilidad de postular al SUA, que no se ve afectada por la congestión causada por los procesos de selección de las universidades.

---

<sup>8</sup>Los gráficos de diferencia en discontinuidades que muestran la matrícula en 2019 se encuentran [A.2](#)

### 3.4.1. Parte 1: Resultados de regresión discontinua

La tabla (11) muestra el impacto de la gratuidad de 2016 en las postulaciones a universidades, utilizando el control aleatorio local. No se encuentra ningún efecto de la política sobre la probabilidad de postulación a universidades que participan en el SUA, ni en las postulaciones a las 3 categorías de universidades.

Para el enfoque de diferencia en discontinuidades, las tablas 12 y 13 muestran el efecto causal de ser elegible para la gratuidad en las postulaciones a universidades en 2017 y 2018, respectivamente. No se encuentra un impacto significativo al 95 % de confianza. Sin embargo, para la Reforma de 2017, encontramos que ser elegible para la política resultó en una estimación puntual positiva para la probabilidad de postulación (5,72 [p.p.]), que es estadísticamente significativa al nivel de confianza del 90 %. Además, aunque el efecto en los niveles más selectivos (niveles 1 y 2) no es significativo, las postulaciones al tercer nivel aumentaron en 6,27 [p.p.], lo cual es significativo al 90 % de confianza. En el caso de la reforma de 2018, todos los efectos permanecen no significativos, incluso al 90 % de confianza.

### 3.4.2. Parte 2: Resultados de diferencia en diferencias

Para profundizar en los posibles efectos de la política en observaciones alejadas del umbral de asignación, complementamos el enfoque de RDD con un enfoque de estudio de eventos. Además, estas estimaciones dinámicas proporcionan evidencia del tratamiento antes de la promulgación de la política, sirviendo como una prueba para demostrar que el tratamiento no tiene efectos anticipatorios y que se mantienen las tendencias paralelas entre los grupos de control y de tratamiento en el periodo previo a la entrada en vigencia de la gratuidad. La figura (4) muestra el efecto causal de la política para los diferentes períodos y para ambos grupos tratados. Indica que no hubo un impacto significativo de la política en la probabilidad de postulación antes de su implementación. Además, revela un aumento constante año tras año en las postulaciones a universidades vía el SUA tras la introducción de la política, mostrando un salto en el primer año de su implementación. La política de gratuidad llevó a un aumento en las postulaciones al SUA de 2,1 [p.p.] en 2016 (3.2 % con respecto a su contrafactual) y 1,9 [p.p.] en 2017 (2,9 % con respecto a su contrafactual). Des-

pués de la inclusión del sexto decil, la probabilidad de postular al SUA se incrementó en 3,4 [p.p.] en 2018 (5,2%) y 3,0 [p.p.] en 2019 (4,6%); estos efectos condujeron a un efecto promedio de 2,5 [p.p.] entre 2016 y 2019 (3,8%)<sup>9</sup>.

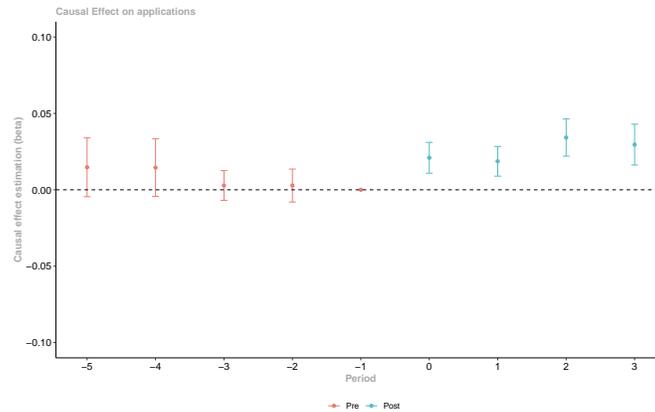


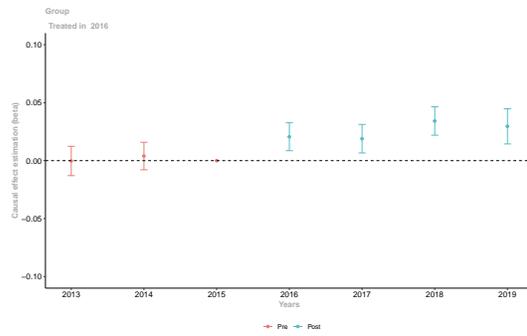
Figura 4: Efecto causal de la elegibilidad para la gratuidad en las postulaciones a las universidades

Universidades participantes en el SUA son aquellas adscritas en 2013. Estimaciones hechas siguiendo a Callaway & Sant'anna (2021)

La figura (5) representa gráficamente el efecto de la política para cada grupo tratado. En promedio, los estudiantes de los primeros cinco deciles de ingresos, el primer grupo tratado, incrementaron sus postulaciones en 2,6 [p.p.] entre 2016 y 2019, lo que representa un 4,1% del contrafactual. Específicamente, aumentaron su probabilidad de postulación inmediata en 2,06 [p.p.] en 2016 (3,2%) y 1,89 [p.p.] en 2017 (3,0%). En 2018 y 2019, esta probabilidad aumentó en 3,42 [p.p.] (5,4%) y 2,96 [p.p.] (4,7%), respectivamente. De manera similar, para el segundo grupo tratado (es decir, los estudiantes del sexto decil), sus postulaciones aumentaron en 2,32 [p.p.] en 2018 (3,2%), 1,71 [p.p.] en 2019 (2,4%), y 2,02 [p.p.] en promedio entre los dos años (2,8%).

<sup>9</sup>Las tablas de las estimaciones se encuentran en las siguientes: Tabla (14) indica los resultados de los estudios de eventos, la tabla (16) presenta los resultados de la agregación del efecto causal, y la tabla (15) muestra el efecto heterogéneo por grupo de tratamiento en los estudios de eventos

(a) Primeros 5 deciles de ingresos



(b) Sexto decil de ingresos

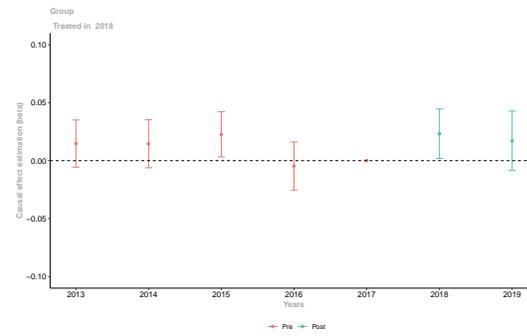


Figura 5: Efecto causal de la elegibilidad para la gratuidad en las postulaciones a las universidades por grupo tratado  
Universidades participantes en el SUA son aquellas adscritas en 2013. Estimaciones hechas siguiendo a Callaway & Sant'anna (2021)

La figura (6) muestra estimaciones separando los 5 deciles de ingreso pertenecientes al primer grupo tratado. Se observa que los primeros tres deciles de ingreso exhiben un patrón similar, sin efectos anticipatorios. La postulación inmediata aumenta con los años, aunque los intervalos de confianza se superponen, y los efectos anuales para los deciles 2 y 3 son significativamente diferentes de 0 solo a partir de 2017. Por otro lado, los deciles de ingreso cuarto y quinto muestran un patrón diferente. Durante los primeros dos años de la política, ninguno de los deciles de ingreso aumentó su postulación inmediata. Sin embargo, en 2018, las postulaciones en los deciles cuarto y quinto aumentaron significativamente.

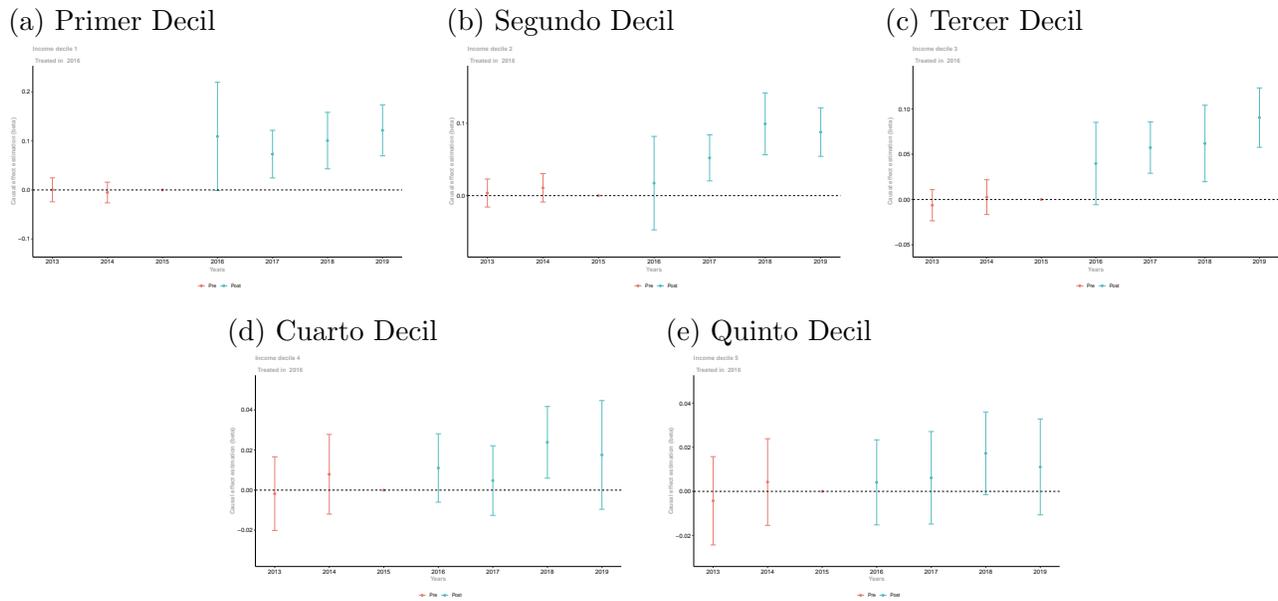
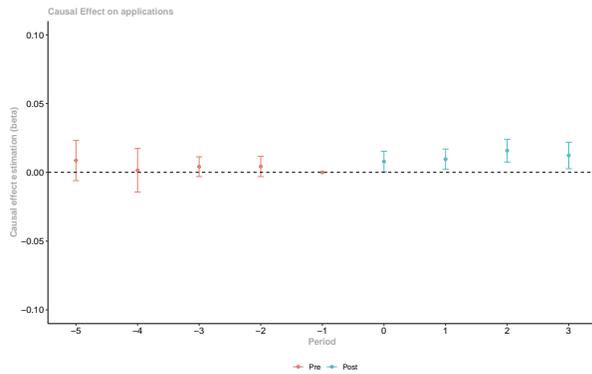


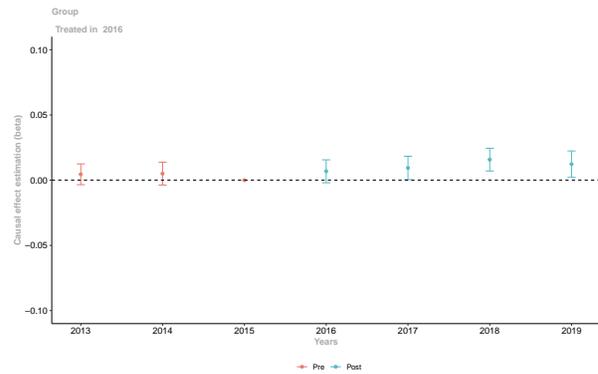
Figura 6: Efecto causal de la elegibilidad para la gratuidad en las postulaciones a las universidades por decil de ingreso per cápita  
 Universidades participantes en el SUA son aquellas adscritas en 2013. Estimaciones hechas siguiendo a Callaway & Sant’anna (2021)

Además, al observar las estimaciones realizadas por separado según el nivel de selectividad de las universidades, también se observa cierta heterogeneidad. La figura (7) muestra los estudios de eventos para la estimación causal de las postulaciones inmediatas al nivel más selectivo (nivel 1) al agregar los dos grupos de tratamiento y también por separado. La figura indica que se cumple la suposición de tendencias paralelas y que la elegibilidad para la gratuidad tiene un efecto causal positivo en las postulaciones a las universidades tradicionales más selectivas. En términos generales, la postulación a universidades altamente selectivas aumenta en promedio en 1,13 [p.p.] (7,5%). Más específicamente, en promedio, aumenta en 1,11 [p.p.] (7,5%) para el primer grupo tratado (estudiantes en los primeros cinco deciles de ingresos) —aunque el efecto anual solo se vuelve estadísticamente significativo después de 2017— y en 1,2694 [p.p.] (6,5%) para el segundo grupo tratado (estudiantes del sexto decil de ingresos) —con efectos anuales que no son significativos al 95% de confianza.

(a) Estudio de eventos universidades más selectivas



(b) Primeros cinco deciles de ingreso



(c) Sexto decil de ingreso

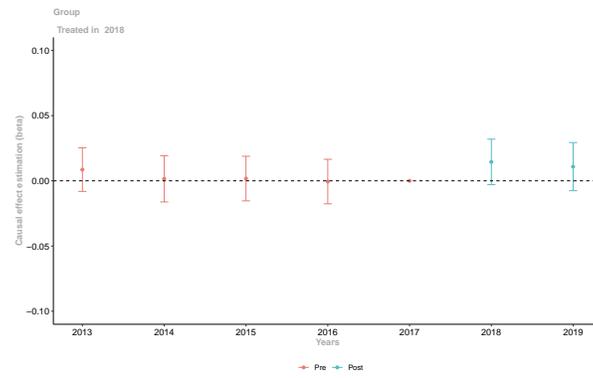
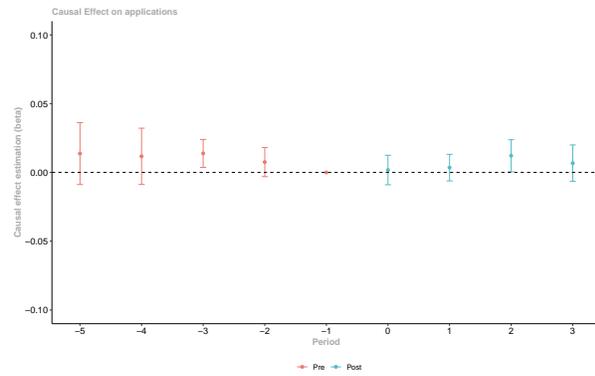


Figura 7: Efecto causal de la elegibilidad para la gratuidad en las postulaciones a las universidades del nivel 1

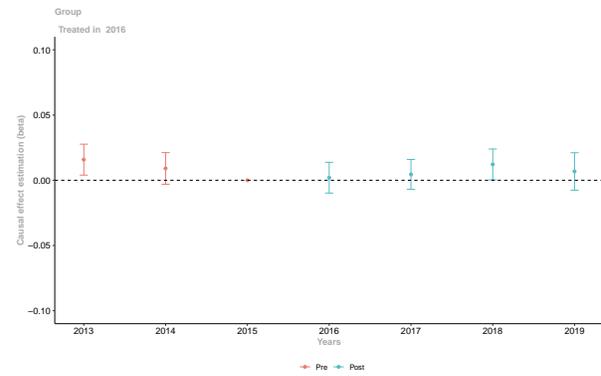
Universidades participantes en el SUA son aquellas adscritas en 2013. Estimaciones hechas siguiendo a Callaway & Sant'anna (2021)

En contraste, el efecto para las universidades del nivel 2 es menor (ver figura (8)). El supuesto de tendencias paralelas se mantiene. Sin embargo, en términos generales, la postulación a las universidades del Nivel 2 aumenta en promedio en 0,53 [p.p.] (1,5%); 0,63 [p.p.] (1,9%) para el primer grupo tratado y una cantidad no significativa (con un 95% de confianza) para el segundo grupo tratado. De hecho, al observar la estimación separada por grupo de tratamiento y año, la probabilidad de postular a este grupo de universidades solo muestra un aumento significativo en el año 2019.

(a) Estudio de eventos



(b) Primeros cinco deciles de ingreso



(c) Sexto decil de ingresos

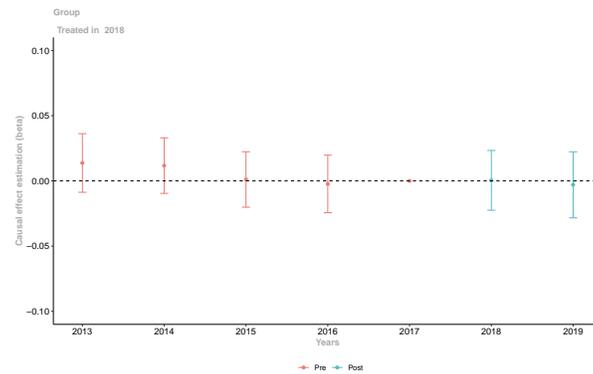
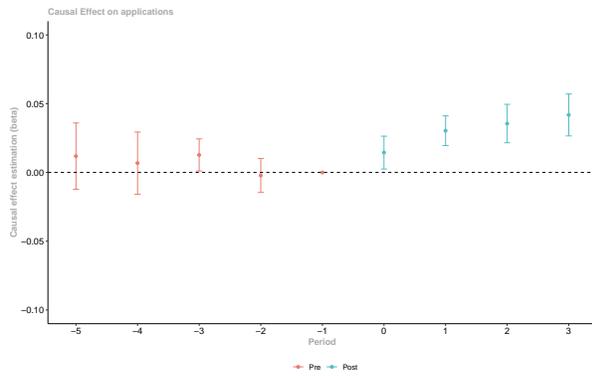


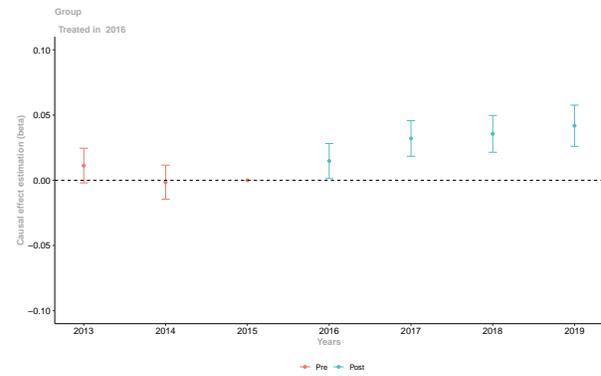
Figura 8: Efecto causal de la elegibilidad para la gratuidad en las postulaciones a las universidades del nivel 2. Universidades participantes en el SUA son aquellas adscritas en 2013. Estimaciones hechas siguiendo a Callaway & Sant'anna (2021)

La figura (9) muestra que el supuesto de tendencias paralelas se mantiene para las universidades menos selectivas que participan en el SUA. En promedio, la política de gratuidad incrementa las postulaciones en 2,90 [p.p.] (5,6%) entre 2016 y 2019. Para los estudiantes de los primeros cinco deciles de ingresos, la política incrementa la postulación promedio en 3,10 [p.p.] (6,2%) entre 2016 y 2019. El segundo grupo tratado muestra un efecto causal promedio de 1,59 [p.p.] (2,8%) entre 2018 y 2019. Los resultados separados por grupo de tratamiento muestran que, para el primer grupo tratado, la elegibilidad para la gratuidad causó un aumento en las postulaciones a universidades menos selectivas suscritas al SUA, un efecto que tiende a ser mayor que el observado para el nivel 1 y que siempre es significativamente diferente de 0 (con un 95% de confianza). Mientras tanto, no hay efectos significativos en la probabilidad de postulación a universidades del nivel 3 para el segundo grupo tratado por año.

(a) Estudio de eventos



(b) Primeros cinco deciles de ingreso



(c) Sexto decil de ingresos

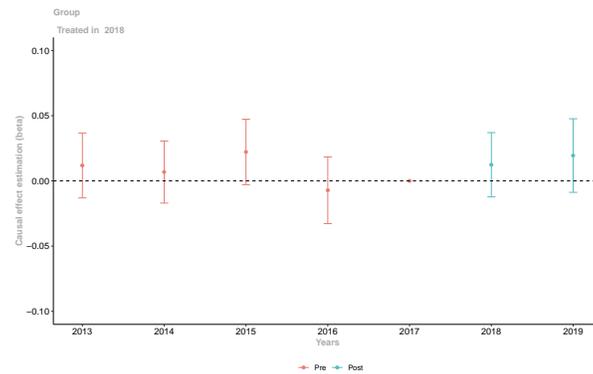


Figura 9: Efecto causal de la elegibilidad para la gratuidad en las postulaciones a las universidades del nivel 3. Universidades participantes en el SUA son aquellas adscritas en 2013. Estimaciones hechas siguiendo a Callaway & Sant'anna (2021)

## 4. Conclusiones

En este artículo, se estudia el impacto causal de la gratuidad en las postulaciones y la matrícula inmediatas en la educación superior utilizando datos de Chile. Se encuentra que los efectos de la política en la matrícula en la educación superior son limitados cuando se incluyen instituciones muy selectivas y estudiantes de los primeros cinco deciles. Sin embargo, estos efectos crecen cuando se expandió a instituciones menos selectivas y a estudiantes de mayores ingresos. En efecto, la gratuidad en 2016 no tuvo un impacto significativo en la matrícula en la educación superior ni en la matrícula en universidades tradicionales. Ello se debe a que la reforma se dirigía principalmente a instituciones selectivas, y los estudiantes de los primeros cinco deciles de ingreso tienden a tener puntajes en la PSU más bajos que los estudiantes de mayores ingresos. En cambio, cuando la

política se expandió en 2017 para incluir la educación superior técnico-profesional (CFTs e IPs), la matrícula en estas instituciones se expandió. De hecho, la matrícula en la educación superior aumentó en 9 [p.p.]. Este efecto agregado fue impulsado principalmente por un aumento en la matrícula en CFTs e IPs -las instituciones de educación superior menos selectivas. Estos resultados destacan en qué medida la selectividad de las instituciones puede ser determinante en el acceso a la educación superior. La reforma de 2018, que amplió el beneficio a los estudiantes del sexto decil de ingresos, impactó aún más en la probabilidad de matrícula en la educación superior, aumentándola en 14,5 [p.p.]. Este efecto positivo también se observó en CFTs, IPs y universidades tradicionales. Esencialmente, elevar el umbral de ingresos llevó a un aumento en la matrícula, no solo debido a las exenciones de aranceles sino también por la mejora en el rendimiento académico de este nuevo grupo beneficiario.

Además, encontramos que, desde sus inicios, la gratuidad aumentó la disposición de los estudiantes beneficiados a matricularse en universidades que participan en el SUA -las más selectivas-, pero no alrededor del umbral de ingresos. En cambio, en las tres reformas, el aumento en la probabilidad de postulación fue mayor para los estudiantes de los deciles de ingresos más bajos. Adicionalmente, cuando la política no incluía a los estudiantes del sexto decil de ingresos -es decir, durante las reformas de 2016 y 2017-, el aumento en la probabilidad de postulación fue mayor en el caso de las universidades menos selectivas del SUA. Estos resultados sugieren que, aunque se alentó a los estudiantes a matricularse en universidades que participan en el SUA, evitan postular a universidades donde sus posibilidades de aceptación son bajas debido a los altos requisitos académicos.

Estos resultados son muy importantes para los responsables de políticas, ya que ilustran que el diseño de las políticas de exención de matrícula y el contexto específico en el que se aplican son cruciales para determinar sus resultados. Específicamente, aunque la política de gratuidad de 2016 teóricamente aumentó las oportunidades de los estudiantes al relajar sus restricciones presupuestarias, tuvo un efecto nulo en la preparación académica de los estudiantes. Así, considerando que en Chile los estudiantes de mayores ingresos tienden a tener mejores puntajes en las pruebas de ingreso a la universidad, la capacidad de la política para aumentar la matrícula en las institu-

ciones participantes -que eran altamente selectivas- también fue menor. En contraste, un diseño de política que incluyó instituciones menos selectivas -donde los estudiantes de menores ingresos tenían más posibilidades de ser aceptados- demostró un impacto importante en la matrícula de estudiantes. Esto plantea un desafío importante para aquellos interesados en aumentar las oportunidades educativas para estudiantes económicamente desfavorecidos: si bien aliviar la restricción presupuestaria puede ayudar, se necesitan programas y políticas que apunten a mejorar su preparación académica para realmente aumentar sus posibilidades de acceder a instituciones altamente selectivas.

## Referencias

- Aguirre, J. (2021). Long-term effects of grants and loans for vocational education. *Journal of Public Economics*, 204, 104539.
- Bernal, G. L., y Penney, J. (2019). Scholarships and student effort: Evidence from colombia's ser pilo paga program. *Economics of Education Review*, 72, 121–130.
- Bettinger, E., Gurantz, O., Kawano, L., Sacerdote, B., y Stevens, M. (2019). The long-run impacts of financial aid: Evidence from california's cal grant. *American Economic Journal: Economic Policy*, 11(1), 64–94.
- Bucarey, A. A. E. B. C. (2018). *Student financial aid: three essays* (Tesis Doctoral no publicada). Massachusetts Institute of Technology.
- Burland, E., Dynarski, S., Michelmore, K., Owen, S., y Raghuraman, S. (2023). The power of certainty: Experimental evidence on the effective design of free tuition programs. *American Economic Review: Insights*, 5(3), 293–310.
- Carruthers, C. K., y Welch, J. G. (2019). Not whether, but where? pell grants and college choices. *Journal of Public Economics*, 172, 1–19.

- Castleman, B. L., y Long, B. T. (2016). Looking beyond enrollment: The causal effect of need-based grants on college access, persistence, and graduation. *Journal of Labor Economics*, 34(4), 1023–1073.
- Denning, J. T. (2017). College on the cheap: Consequences of community college tuition reductions. *American Economic Journal: Economic Policy*, 9(2), 155–188.
- Espinoza, Ó., Larrondo, Y., Corradi, B., Maldonado, K., Sandoval, L., y González, L. E. (2022). ¿contribuye la gratuidad a la permanencia en la educación superior? percepciones de estudiantes acerca de su experiencia universitaria. *Calidad en la educación*(57), 67–100.
- Espinoza, O., Sandoval, L., González, L. E., Corradi, B., McGinn, N., y Vera, T. (2024). Did free tuition change the choices of students applying for university admission? *Higher Education*, 87(5), 1317–1337.
- Fack, G., y Grenet, J. (2015). Improving college access and success for low-income students: Evidence from a large need-based grant program. *American Economic Journal: Applied Economics*, 7(2), 1–34.
- Goodman, J. (2008). Who merits financial aid?: Massachusetts’ adams scholarship. *Journal of public Economics*, 92(10-11), 2121–2131.
- Londoño-Vélez, J., Rodríguez, C., y Sánchez, F. (2020). Upstream and downstream impacts of college merit-based financial aid for low-income students: Ser pilo paga in colombia. *American Economic Journal: Economic Policy*, 12(2), 193–227.
- Marx, B. M., y Turner, L. J. (2018). Borrowing trouble? human capital investment with opt-in costs and implications for the effectiveness of grant aid. *American Economic Journal: Applied Economics*, 10(2), 163–201.
- Murphy, R., Scott-Clayton, J., y Wyness, G. (2019). The end of free college in england: Implications for enrolments, equity, and quality. *Economics of Education Review*, 71, 7–22.

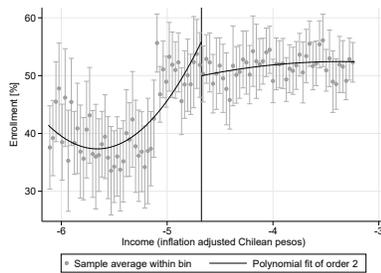
Solis, A. (2017). Credit access and college enrollment. *Journal of Political Economy*, 125(2), 562–622.

Van der Klaauw, W. (2002). Estimating the effect of financial aid offers on college enrollment: A regression–discontinuity approach. *International Economic Review*, 43(4), 1249–1287.

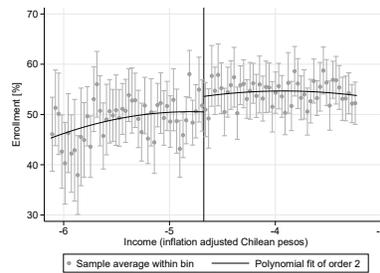
# A. Gráficos de matrícula para análisis del tipo regresión discontinua

## A.1. Matrícula en 2017

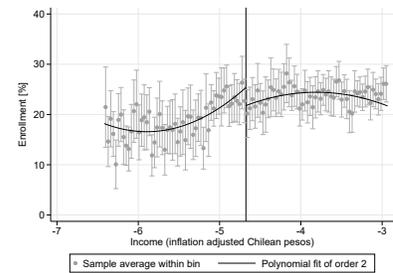
(a) Matrícula en la educación superior 2016



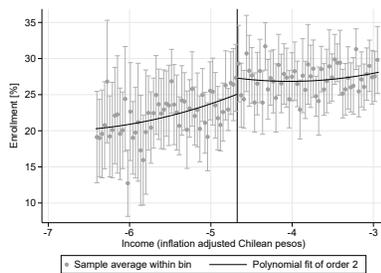
(b) Matrícula en la educación superior 2017



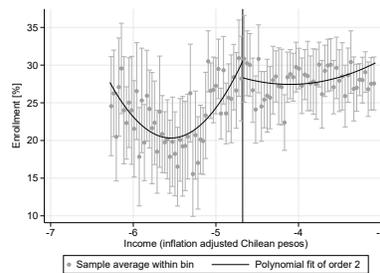
(c) Matrícula en la educación superior técnica-profesional en 2016



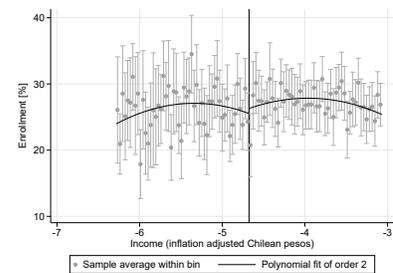
(d) Matrícula en la educación superior técnica-profesional en 2017



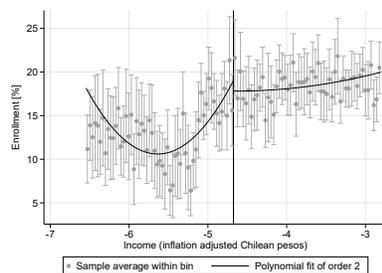
(e) Matrícula en la educación superior universitaria en 2016



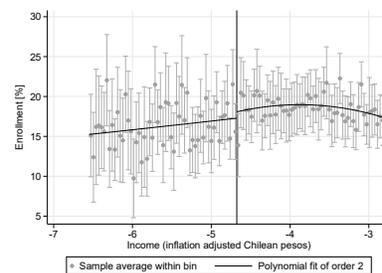
(f) Matrícula en la educación superior universitaria en 2017



(g) Matrícula en la educación superior universitaria tradicional en 2016

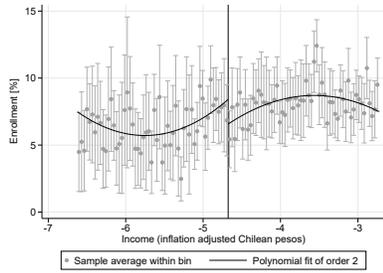


(h) Matrícula en la educación superior universitaria tradicional en 2017

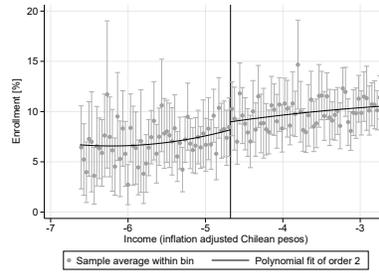


Gráficos de la matrícula promedio en la educación superior 2017

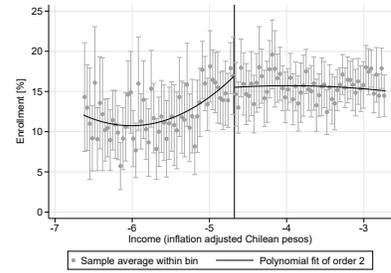
(a) Matrícula en CFTs en 2016



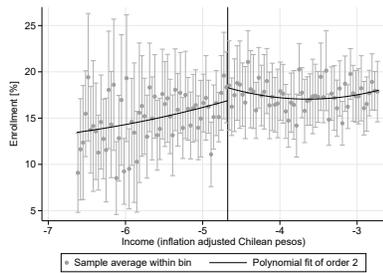
(b) Matrícula en IPs en 2017



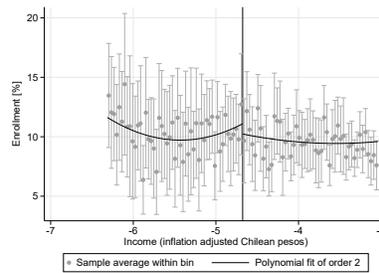
(c) Matrícula en IPs en 2016



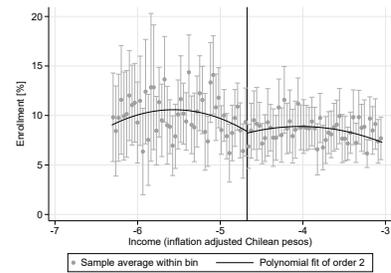
(d) Matrícula en IPs en 2017



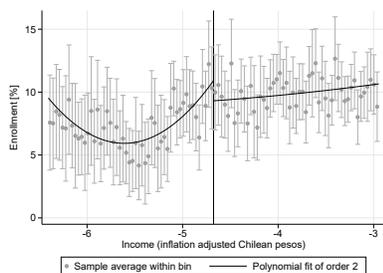
(e) Matrícula en universidades privadas no tradicionales en 2016



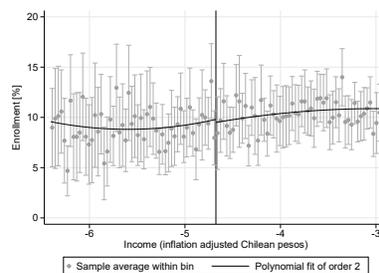
(f) Matrícula en universidades privadas no tradicionales en 2017



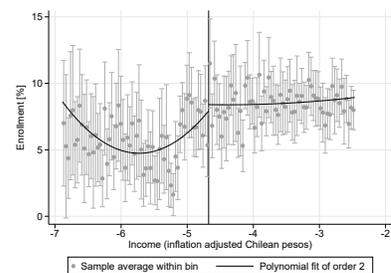
(g) Matrícula en universidades tradicionales estatales en 2016



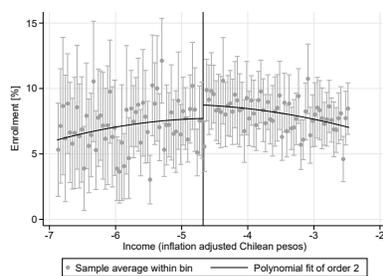
(h) Matrícula en universidades tradicionales estatales en 2017



(i) Matrícula en universidades tradicionales privadas en 2016



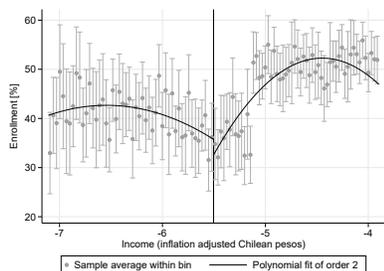
(j) Matrícula en universidades tradicionales privadas en 2017



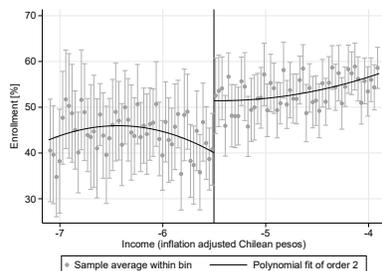
Gráficos de la matrícula promedio en la educación superior en 2017

## A.2. Matrícula en 2019

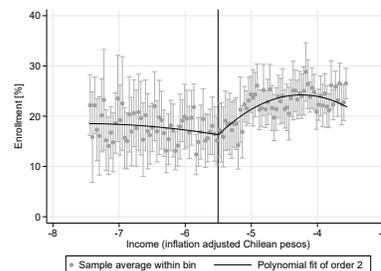
(a) Matrícula en la educación superior en 2016



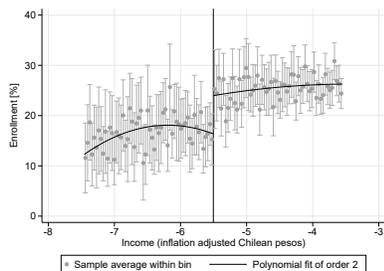
(b) Matrícula en la educación superior en 2019



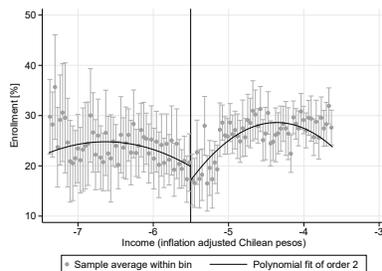
(c) Matrícula en la educación superior técnico-profesional en 2016



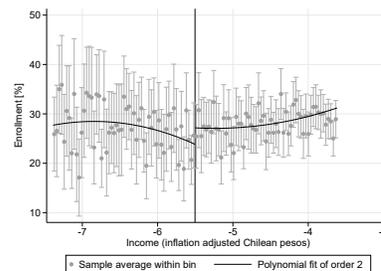
(d) Matrícula en la educación superior técnico-profesional en 2019



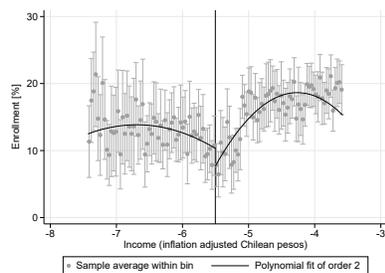
(e) Matrícula en la educación superior universitaria en 2016



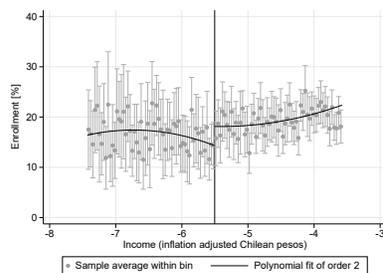
(f) Matrícula en la educación superior universitaria en 2019



(g) Matrícula en universidades tradicionales en 2016

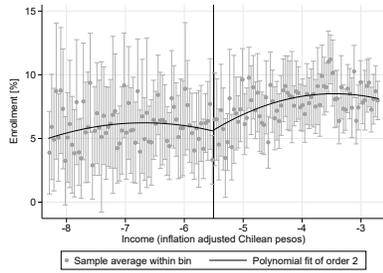


(h) Matrícula en universidades tradicionales en 2019

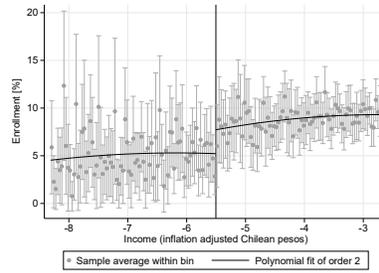


Gráficos de la matrícula promedio en la educación superior en 2019

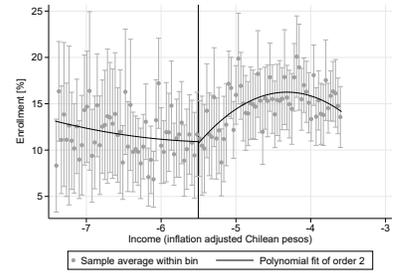
(a) Matrícula en CFTs en 2016



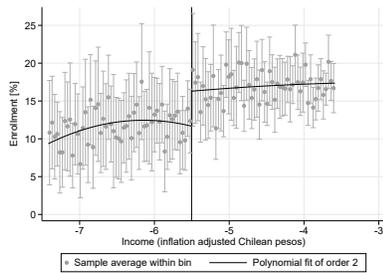
(b) Matrícula en CFTs en 2019



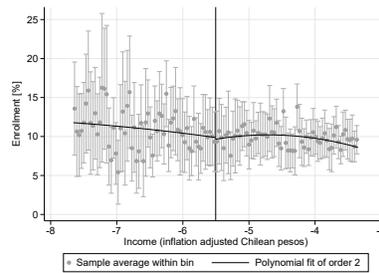
(c) Matrícula en IPs en 2016



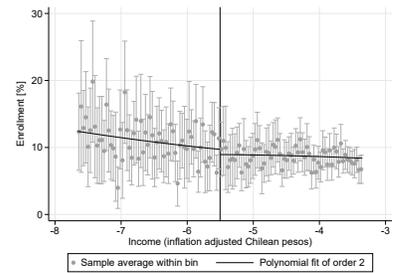
(d) Matrícula en IPs en 2019



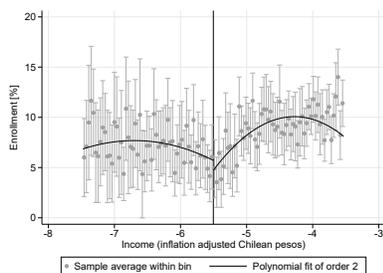
(e) Matrícula en universidades privadas no tradicionales en 2016



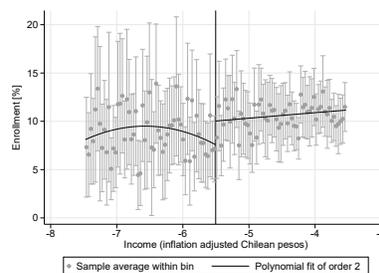
(f) Matrícula en universidades privadas no tradicionales en 2019



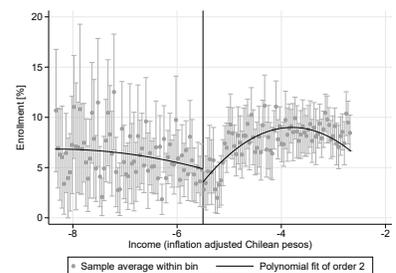
(g) Matrícula en universidades tradicionales estatales en 2016



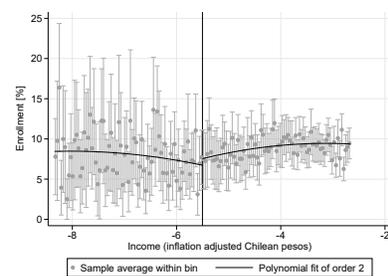
(h) Matrícula en universidades tradicionales estatales en 2019



(i) Matrícula en universidades tradicionales privadas en 2016



(j) Matrícula en universidades tradicionales privadas en 2019



Gráficos de la matrícula promedio en la educación superior en 2019

## B. Análisis de matrícula

Tabla 1: Efecto promedio de la gratuidad en la matrícula en la educación superior (ATE) en 2016

	Matricula en Educación Superior (1)	Matricula por Instituciones tipo (I)		Matricula por Instituciones tipo (II)				Unive Tradicio Pública (8)
		CFTs e IPs (2)	Universidades (3)	Universidades Tradicionales (4)	CFTs (5)	IPs (6)	Universidades No tradicionales Privadas (7)	
ATE	-0.139	-0.0469	.0331	.0351	.0124	-.0593	-.0020	-.002
Intervalo de confianza	(-0.1,0.06))	(-0.1,0.03)	(-0.03,0.07)	(-0.02,0.07)	(-0.03,0.04)	(-0.1,0.02)	(-0.04,0.02)	(-0.05,0)

<sup>(a)</sup> ATE estimado usando enfoque aleatorio local con pesos triangulares. Las estimaciones utilizan un ancho de banda definido según la selección óptima b covariables. Los errores estándar son el resultado de la inversión de la prueba de hipótesis.

Tabla 2: El efecto causal de la inclusión de los CFTs e IPs en 2017

	(1)	(2)	(3)	(4)
Convencional	0.0898*** 0.0251	0.0582*** 0.0194	0.0296 0.0213	0.0200 0.0170
Gratuidad	0.0908*** 0.0287	0.0647*** 0.0217	0.0351 0.0244	0.0230 0.0184
$\hat{y}(0,0)$	0.5586	0.2537	0.3052	0.1902
$\hat{y}(1,0)$	0.4997	0.2177	0.2832	0.1781
$\hat{y}(0,1)$	0.5051	0.2507	0.2553	0.1728
$\hat{y}(1,1)$	0.5360	0.2729	0.2629	0.1808
N	5789	6971	6431	7483

<sup>(a)</sup> La tabla muestra el efecto causal de la gratuidad en la matrícula en 2017 utilizando pesos triangulares y un orden polinómico de dos. Las estimaciones utilizan un ancho de banda según la elección óptima basada en el MSE. Cada columna corresponde a una estimación: (1) Matrícula en educación superior, (2) matrícula en CFTs e IPs, (3) matrícula en universidades, (4) matrícula en universidades tradicionales. Los errores estándar robustos están entre paréntesis. (b) Convencional indica el efecto causal de la política no ajustado por el sesgo. (c) Tratamiento corresponde al efecto causal de la gratuidad ajustado por sesgo siguiendo a Calonico et al (2020). (d)  $\hat{y}(0,0)$  Corresponde a la matrícula promedio en 2016 para las unidades de control. (e)  $\hat{y}(0,1)$  Corresponde a la matrícula promedio en 2016 para las unidades tratadas. (f)  $\hat{y}(1,0)$  Corresponde a la matrícula promedio en 2017 para las unidades de control. (g)  $\hat{y}(1,1)$  Corresponde a la matrícula promedio en 2017 para las unidades tratadas.

Tabla 3: El efecto causal de la inclusión de los CFTs e IPs en 2017

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Convencional	0.0263** 0.0114	0.0282* 0.0160	0.0069 0.0138	0.0055 0.0107	0.0131 0.0137
Tratamiento	0.0295** 0.0126	0.0327* 0.0181	0.0094 0.0158	0.0089 0.0120	0.0150 0.0150
$\hat{y}(0, 0)$	0.0841	0.1694	0.1110	0.0792	0.1092
$\hat{y}(1, 0)$	0.0657	0.1552	0.1023	0.0840	0.0931
$\hat{y}(0, 1)$	0.0819	0.1688	0.0839	0.0771	0.0980
$\hat{y}(1, 1)$	0.0899	0.1829	0.0822	0.0874	0.0950
N	7785	7829	6551	8839	6923

<sup>(a)</sup> La tabla muestra el efecto causal de la gratuidad en la matrícula en 2017. Cada columna corresponde a una estimación: (1) Matrícula en CFTs, (2) matrícula en IPs, (3) matrícula en universidades privadas, (4) matrícula en universidades tradicionales públicas, (5) matrícula en universidades tradicionales privadas. Los errores estándar robustos están entre paréntesis. (b) Convencional indica el efecto causal de la política no ajustado por el sesgo. (c) Tratamiento corresponde al efecto causal de la gratuidad ajustado por sesgo siguiendo a Calonico et al (2020). (d)  $\hat{y}(0, 0)$  Corresponde a la matrícula promedio en 2016 para las unidades de control. (e)  $\hat{y}(0, 1)$  Corresponde a la matrícula promedio en 2016 para las unidades tratadas. (f)  $\hat{y}(1, 0)$  Corresponde a la matrícula promedio en 2017 para las unidades de control. (g)  $\hat{y}(1, 1)$  Corresponde a la matrícula promedio en 2017 para las unidades tratadas.

Tabla 4: El Efecto Causal de la Inclusión de los Estudiantes del Sexto Decil en 2019

	(1)	(2)	(3)	(4)
Convencional	0.1452*** 0.0314	0.0765*** 0.0233	0.0608** 0.0255	0.0645*** 0.0198
Tratamiento	0.1580*** 0.0353	0.0856*** 0.0267	0.0700** 0.0290	0.0715*** 0.0225
$\hat{y}(0,0)$	0.3575	0.1632	0.1991	0.1033
$\hat{y}(1,0)$	0.3260	0.1627	0.1714	0.0769
$\hat{y}(0,1)$	0.4006	0.1637	0.2385	0.1431
$\hat{y}(1,1)$	0.5143	0.2397	0.2716	0.1812
N	6414	7830	7560	7720

<sup>(a)</sup> La tabla muestra el efecto causal de la gratuidad en la matrícula en 2019 utilizando pesos triangulares y un orden polinómico de dos. Las estimaciones utilizan un ancho de banda según la elección óptima basada en el MSE. Cada columna corresponde a una estimación: (1) Matrícula en educación superior, (2) matrícula en CFTs e IPs, (3) matrícula en universidades, (4) matrícula en universidades tradicionales. Los errores estándar robustos están entre paréntesis. (b) Convencional indica el efecto causal de la política no ajustado por el sesgo. (c) Tratamiento corresponde al efecto causal de la gratuidad ajustado por sesgo siguiendo a Calonico et al (2020). (d)  $\hat{y}(0,0)$  Corresponde a la matrícula promedio en 2016 para las unidades de control. (e)  $\hat{y}(0,1)$  Corresponde a la matrícula promedio en 2016 para las unidades tratadas. (f)  $\hat{y}(1,0)$  Corresponde a la matrícula promedio en 2019 para las unidades de control. (g)  $\hat{y}(1,1)$  Corresponde a la matrícula promedio en 2019 para las unidades tratadas.

Tabla 5: El Efecto Causal de la Inclusión de los Estudiantes del Sexto Decil en 2019

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Convencional	0.0243** 0.0120	0.0482** 0.0206	-0.0056 0.0170	0.0214* 0.0116	0.0345** 0.0149
Tratamiento	0.0231* 0.0137	0.0549** 0.0236	-0.0046 0.0195	0.0260** 0.0132	0.0381** 0.0169
$\hat{y}(0,0)$	0.0558	0.1091	0.0987	0.0487	0.0571
$\hat{y}(1,0)$	0.0565	0.1071	0.0966	0.0355	0.0472
$\hat{y}(0,1)$	0.0522	0.1168	0.0971	0.0673	0.0758
$\hat{y}(1,1)$	0.0773	0.1630	0.0894	0.0755	0.1003
N	11191	7682	8588	11271	7854

<sup>(a)</sup> La tabla muestra el efecto causal de la gratuidad en la matrícula en 2019. Cada columna corresponde a una estimación: (1) Matrícula en CFTs, (2) matrícula en IPs, (3) matrícula en universidades privadas, (4) matrícula en universidades tradicionales públicas, (5) matrícula en universidades tradicionales privadas. Los errores estándar robustos están entre paréntesis. (b) Convencional indica el efecto causal de la política no ajustado por el sesgo. (c) Tratamiento corresponde al efecto causal de la gratuidad ajustado por sesgo siguiendo a Calonico et al (2020). (d)  $\hat{y}(0,0)$  Corresponde a la matrícula promedio en 2016 para las unidades de control. (e)  $\hat{y}(0,1)$  Corresponde a la matrícula promedio en 2016 para las unidades tratadas. (f)  $\hat{y}(1,0)$  Corresponde a la matrícula promedio en 2019 para las unidades de control. (g)  $\hat{y}(1,1)$  Corresponde a la matrícula promedio en 2019 para las unidades tratadas.

## C. Test de falsificación

Tabla 6: Efecto promedio de la gratuidad en los puntajes del examen de admisión a la educación superior en 2016 (ATE)

	Test score			
	Lenguaje	Matemática	Ciencias sociales	Ciencias naturales
ATE	0.164	0.242	0.265	0.023
Intervalo de confianza.	(-0.17,0.36)	(-0.12,0.38)	(-0.10,0.38)	(-0.17,0.24)

<sup>(a)</sup> ATE estimado usando enfoque aleatorio local con pesos triangulares. Las estimaciones utilizan un ancho de banda definido según la selección óptima basada en el equilibrio de covariables. Los errores estándar son el resultado de la inversión de la prueba de hipótesis.

Tabla 7: El efecto causal de la gratuidad en los puntajes del examen de admisión en 2017

	(1)	(2)	(3)	(4)
Convencional	0.0730 0.0794	0.0739 0.0785	-0.0026 0.0611	0.0889 0.0651
Tratamiento	0.0850 0.0914	0.0994 0.0893	0.0199 0.0695	0.0968 0.0731
$\hat{y}(0, 0)$	-0.1453	-0.1764	-0.1668	0.0328
$\hat{y}(1, 0)$	-0.1982	-0.2245	-0.2167	-0.0286
$\hat{y}(0, 1)$	-0.2895	-0.2897	-0.1393	-0.0787
$\hat{y}(1, 1)$	-0.2693	-0.2638	-0.1918	-0.0512
N	6147	6091	7809	7299

<sup>(a)</sup> La tabla muestra el efecto causal de la gratuidad en los exámenes de admisión en 2019. Cada columna corresponde a una estimación: (1) Puntaje en lenguaje, (2) puntaje en matemáticas, (3) puntaje en ciencias, (4) puntaje en ciencias sociales. Los errores estándar robustos están entre paréntesis. (b) Convencional indica el efecto causal de la política no ajustado por el sesgo. (c) Tratamiento corresponde al efecto causal de la gratuidad ajustado por sesgo siguiendo a Calonico et al (2020). (d)  $\hat{y}(0, 0)$  Corresponde a la matrícula promedio en 2016 para las unidades de control. (e)  $\hat{y}(0, 1)$  Corresponde a la matrícula promedio en 2016 para las unidades tratadas. (f)  $\hat{y}(1, 0)$  Corresponde a la matrícula promedio en 2017 para las unidades de control. (g)  $\hat{y}(1, 1)$  Corresponde a la matrícula promedio en 2017 para las unidades tratadas.

Tabla 8: El efecto causal en el puntaje del examen de admisión en 2019

	(1)	(2)	(3)	(4)
Convencional	0.0746 0.0956	0.0705 0.0975	0.1241 0.0792	0.0659 0.0870
Tratamiento	0.0798 0.1073	0.0736 0.1094	0.1764* 0.0906	0.0572 0.0997
$\hat{y}(0, 0)$	-0.3669	-0.3416	-0.2245	-0.1240
$\hat{y}(1, 0)$	-0.4957	-0.5031	-0.3544	-0.1228
$\hat{y}(0, 1)$	-0.3205	-0.3074	-0.2380	-0.0848
$\hat{y}(1, 1)$	-0.3747	-0.3985	-0.2437	-0.0177
N	7392	7269	9141	8011

<sup>(a)</sup> La tabla muestra el efecto causal de la gratuidad en los exámenes de ingreso en 2019. Cada columna corresponde a una estimación: (1) Puntaje en lenguaje, (2) puntaje en matemáticas, (3) puntaje en ciencias, (4) puntaje en ciencias sociales. Los errores estándar robustos están entre paréntesis. (b) Convencional indica el efecto causal de la política no ajustado por el sesgo. (c) Tratamiento corresponde al efecto causal de la gratuidad ajustado por sesgo siguiendo a Calonico et al (2020). (d)  $\hat{y}(0, 0)$  Corresponde a la matrícula promedio en 2016 para las unidades de control. (e)  $\hat{y}(0, 1)$  Corresponde a la matrícula promedio en 2016 para las unidades tratadas. (f)  $\hat{y}(1, 0)$  Corresponde a la matrícula promedio en 2019 para las unidades de control. (g)  $\hat{y}(1, 1)$  Corresponde a la matrícula promedio en 2019 para las unidades tratadas.

## D. Balance de covariables

Tabla 9: El efecto causal de la elegibilidad para la gratuidad en las covariables en 2017

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Convencional	0.0449** 0.0205	0.0852 0.0791	-0.0049 0.0614	-0.0350 0.0639	0.0236 0.0639	0.0096 0.0242	-0.0053 0.0238	-0.0375* 0.0203
Tratamiento	0.0493** 0.0234	0.1001 0.0902	0.0145 0.0702	-0.0201 0.0732	0.0443 0.0730	0.0111 0.0269	-0.0070 0.0267	-0.0410* 0.0225
$\hat{y}(0,0)$	0.5248	0.1147	-0.1100	-0.0892	-0.0692	0.3582	0.6215	0.6183
$\hat{y}(1,0)$	0.5145	0.1142	-0.0950	-0.0736	-0.0722	0.3695	0.6133	0.6464
$\hat{y}(0,1)$	0.5116	0.0432	-0.1510	-0.0823	-0.1360	0.3816	0.6012	0.6424
$\hat{y}(1,1)$	0.5462	0.1279	-0.1409	-0.1017	-0.1154	0.4025	0.5877	0.6331
N	8674	9027	8711	9290	8264	5803	6055	7981

<sup>(a)</sup> La tabla muestra el efecto causal de la gratuidad en un conjunto de covariables relevantes en 2017. Cada columna corresponde a una estimación: (1) Género, (2) edad, (3) puntaje NEM, (4) NEM, (5) puntaje de ranking, (6) indicador de escuelas públicas, (7) indicador de escuelas privadas con subvención, (8) indicador de escuelas científico-humanistas. Los errores estándar robustos están entre paréntesis. (b) Convencional indica el efecto causal de la política no ajustado por el sesgo. (c) Tratamiento corresponde al efecto causal de la gratuidad ajustado por sesgo siguiendo a Calonico et al (2020). (d)  $\hat{y}(0,0)$  Corresponde a la matrícula promedio en 2016 para las unidades de control. (e)  $\hat{y}(0,1)$  Corresponde a la matrícula promedio en 2016 para las unidades tratadas. (f)  $\hat{y}(1,0)$  Corresponde a la matrícula promedio en 2017 para las unidades de control. (g)  $\hat{y}(1,1)$  Corresponde a la matrícula promedio en 2017 para las unidades tratadas.

Tabla 10: El efecto causal de la elegibilidad para la gratuidad en las covariables en 2019

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Convencional	0.0486* 0.0257	-0.1950* 0.1079	0.1260 0.0956	0.0950 0.0915	0.1377 0.0974	-0.0063 0.0268	0.0044 0.0269	0.0478* 0.0289
Tratamiento	0.0518* 0.0286	-0.2147* 0.1207	0.1373 0.1060	0.1089 0.1029	0.1506 0.1077	-0.0113 0.0306	0.0066 0.0308	0.0481 0.0327
$\hat{y}(0,0)$	0.5342	0.0014	-0.2300	-0.1819	-0.2129	0.3494	0.6333	0.6553
$\hat{y}(1,0)$	0.4955	0.2064	-0.3903	-0.2908	-0.3852	0.3539	0.6314	0.6070
$\hat{y}(0,1)$	0.4975	0.1616	-0.2922	-0.2936	-0.2661	0.3565	0.6140	0.6541
$\hat{y}(1,1)$	0.5074	0.1716	-0.3266	-0.3076	-0.3007	0.3546	0.6166	0.6536
N	9951	9389	7602	8322	7409	8936	9102	8054

<sup>(a)</sup> La tabla muestra el efecto causal de la gratuidad en un conjunto de covariables relevantes en 2019. Cada columna corresponde a una estimación: (1) Género, (2) edad, (3) puntaje NEM, (4) NEM, (5) puntaje de ranking, (6) indicador de escuelas públicas, (7) indicador de escuelas privadas con subvención, (8) indicador de escuelas científico-humanistas. Los errores estándar robustos están entre paréntesis. (b) Convencional indica el efecto causal de la política no ajustado por el sesgo. (c) Tratamiento corresponde al efecto causal de la gratuidad ajustado por sesgo siguiendo a Calonico et al (2020). (d)  $\hat{y}(0,0)$  Corresponde a la matrícula promedio en 2016 para las unidades de control. (e)  $\hat{y}(0,1)$  Corresponde a la matrícula promedio en 2016 para las unidades tratadas. (f)  $\hat{y}(1,0)$  Corresponde a la matrícula promedio en 2019 para las unidades de control. (g)  $\hat{y}(1,1)$  Corresponde a la matrícula promedio en 2019 para las unidades tratadas.

Tabla 11: Efecto causal de la gratuidad en las postulaciones a las universidades participantes en el Sistema de único Admisión (ATE)

	Postulaciones a	Postulaciones a universidades por nivel		
	Universidades	Nivel 1	Nivel 2	Nivel 3
ATE	.0207	-.0546	.0470	.0267
Intervalo de confianza	(0,0.05)	(-0.07,0.08)	(-0.02,0.16)	(-0.02,0.08)

<sup>(a)</sup> Las universidades participantes en el SUA se definen como aquellas que en 2013 estaban adscritas al sistema. El ATE se estimó siguiendo un enfoque de aleatorio local con ponderadores triangulares. Las estimaciones usan un ancho de banda definido según la elección óptima basada en el equilibrio de covariables. Los errores estándar son el resultado de la inversión de la prueba de hipótesis.

Tabla 12: El efecto causal de la gratuidad en las postulaciones al SUA en 2017

	(1)	(2)	(3)	(4)
Convencional	0.0469* (0.0275)	-0.0019 (0.0351)	-0.0088 (0.0426)	0.0543* (0.0329)
Tratamiento	0.0572* 0.0312	0.0023 0.0399	-0.0009 0.0472	0.0627* 0.0363
$\hat{y}(0,0)$	0.8757	0.2171	0.5296	0.8047
$\hat{y}(1,0)$	0.8281	0.2419	0.4969	0.7390
$\hat{y}(0,1)$	0.8608	0.2189	0.5227	0.7783
$\hat{y}(1,1)$	0.8601	0.2418	0.4811	0.7668
N	6484	7751	6848	6791

<sup>(a)</sup> La tabla muestra el efecto causal de la gratuidad en las postulaciones. Cada columna corresponde a una estimación: (1) Postulaciones, (2) postulaciones a universidades de nivel 1, (3) postulaciones a universidades de nivel 2, (4) postulaciones a universidades de nivel 3. Los errores estándar robustos están entre paréntesis. (b) Convencional indica el efecto causal de la política no ajustado por el sesgo. (c) Tratamiento corresponde al efecto causal de la gratuidad ajustado por sesgo siguiendo a Cattaneo et al (2020). (d)  $\hat{y}(0,0)$  Corresponde a la matrícula promedio en 2016 para las unidades de control. (e)  $\hat{y}(0,1)$  Corresponde a la matrícula promedio en 2016 para las unidades tratadas. (f)  $\hat{y}(1,0)$  Corresponde a la matrícula promedio en 2017 para las unidades de control. (g)  $\hat{y}(1,1)$  Corresponde a la matrícula promedio en 2017 para las unidades tratadas.

Tabla 13: El efecto causal de la gratuidad en las postulaciones al SUA en 2019

	(1)	(2)	(3)	(4)
Convencional	0.0539 (0.0446)	0.0333 (0.0370)	0.0609 (0.0502)	0.0704 (0.0458)
Tratamiento	0.0536 0.0510	0.0276 0.0422	0.0641 0.0576	0.0774 0.0521
$\hat{y}(0,0)$	0.7650	0.2094	0.4487	0.6935
$\hat{y}(1,0)$	0.7270	0.1904	0.3925	0.6519
$\hat{y}(0,1)$	0.7674	0.1353	0.3809	0.6959
$\hat{y}(1,1)$	0.7833	0.1495	0.3855	0.7248
N	7988	8470	8268	8888

<sup>(a)</sup> La tabla muestra el efecto causal de la gratuidad en las postulaciones. Cada columna corresponde a una estimación: (1) Postulaciones, (2) postulaciones a universidades de nivel 1, (3) postulaciones a universidades de nivel 2, (4) postulaciones a universidades de nivel 3. Los errores estándar robustos están entre paréntesis. (b) Convencional indica el efecto causal de la política no ajustado por el sesgo. (c) Tratamiento corresponde al efecto causal de la gratuidad ajustado por sesgo siguiendo a Cattaneo et al (2020). (d)  $\hat{y}(0,0)$  Corresponde a la matrícula promedio en 2016 para las unidades de control. (e)  $\hat{y}(0,1)$  Corresponde a la matrícula promedio en 2016 para las unidades tratadas. (f)  $\hat{y}(1,0)$  Corresponde a la matrícula promedio en 2019 para las unidades de control. (g)  $\hat{y}(1,1)$  Corresponde a la matrícula promedio en 2019 para las unidades tratadas.

Tabla 14: Estudio de eventos del efecto causal de la gratuidad en las postulaciones al SUA

	M1	M2	M3	M4
ATT(-5)	0,01 (0,01)	0,01 (0,01)	0,01 (0,01)	0,01 (0,01)
ATT(-4)	0,01 (0,01)	0,002 (0,01)	0,01 (0,01)	0,01 (0,01)
ATT(-3)	0,003 (0,004)	0,004 (0,003)	0,01 (0,004)	0,01 (0,004)
ATT(-2)	0,003 (0,004)	0,004 (0,003)	0,01 (0,004)	-0,002 (0,004)
ATT(-1)				
ATT(0)	0,02 (0,004)	0,01 (0,003)	0,002 (0,004)	0,01 (0,004)
ATT(1)	0,02 (0,004)	0,01 (0,003)	0,003 (0,004)	0,03 (0,004)
ATT(2)	0,03 (0,005)	0,02 (0,003)	0,01 (0,004)	0,04 (0,005)
ATT(3)	0,03 (0,01)	0,01 (0,004)	0,01 (0,005)	0,04 (0,01)

<sup>(a)</sup> La tabla muestra el efecto causal de la elegibilidad en las postulaciones al sua. ATT se refiere a average treatment on the treated. Cada columna corresponde a un modelo: M1 se refiere a postulaciones al SUA, M2 se refiere a postulaciones al nivel 1 de selectividad, M3 se refiere a postulaciones al nivel 2 de selectividad y M4 se refiere a postulaciones al nivel 3 de selectividad. Los errores estándar están entre paréntesis.

Tabla 15: Estudio de eventos del efecto causal de la gratuidad en las postulaciones al SUA por grupo tratado

	M1	M2	M3	M4
ATT(2016,2013)	-0,0003 (0,005)	0,005 (0,003)	0,02 (0,004)	0,01 (0,005)
ATT(2016,2014)	0,004 (0,005)	0,01 (0,003)	0,01 (0,004)	-0,001 (0,004)
ATT(2016,2015)				
ATT(2016,2016)	0,02 (0,004)	0,01 (0,003)	0,002 (0,004)	0,01 (0,005)
ATT(2016,2017)	0,02 (0,004)	0,01 (0,003)	0,005 (0,004)	0,03 (0,005)
ATT(2016,2018)	0,03 (0,004)	0,02 (0,003)	0,01 (0,005)	0,04 (0,005)
ATT(2016,2019)	0,03 (0,005)	0,01 (0,004)	0,01 (0,01)	0,04 (0,01)
ATT(2018,2013)	0,01 (0,01)	0,01 (0,01)	0,01 (0,01)	0,01 (0,01)
ATT(2018,2014)	0,01 (0,01)	0,002 (0,01)	0,01 (0,01)	0,01 (0,01)
ATT(2018,2015)	0,02 (0,01)	0,002 (0,01)	0,001 (0,01)	0,02 (0,01)
ATT(2018,2016)	-0,005 (0,01)	-0,001 (0,01)	-0,002 (0,01)	-0,01 (0,01)
ATT(2018,2017)				
ATT(2018,2018)	0,02 (0,01)	0,01 (0,01)	0,0004 (0,01)	0,01 (0,01)
ATT(2018,2019)	0,02 (0,01)	0,01 (0,01)	-0,003 (0,01)	0,02 (0,01)

<sup>(a)</sup> La tabla muestra el efecto causal de la elegibilidad en las postulaciones al SUA. ATT se refiere a average treatment on the treated. Cada columna corresponde a un modelo: M1 se refiere a postulaciones al SUA, M2 se refiere a postulaciones al nivel 1 de selectividad, M3 se refiere a postulaciones al nivel 2 de selectividad y M4 se refiere a postulaciones al nivel 3 de selectividad. Los errores estándar están entre paréntesis.

Tabla 16: Efecto promedio de la gratuidad

	M1	M2	M3	M4
ATT(2016)	0,03 (0,003)	0,01 (0,003)	0,01 (0,003)	0,03 (0,004)
ATT(2018)	0,02 (0,01)	0,01 (0,01)	-0,001 (0,01)	0,02 (0,01)
ATT(promedio)	0,03 (0,003)	0,01 (0,002)	0,01 (0,003)	0,03 (0,003)

<sup>(a)</sup> La tabla muestra el efecto causal de la elegibilidad en las postulaciones al SUA. ATT se refiere a average treatment on the treated. Cada columna corresponde a un modelo: M1 se refiere a postulaciones al SUA, M2 se refiere a postulaciones al nivel 1 de selectividad, M3 se refiere a postulaciones al nivel 2 de selectividad y M4 se refiere a postulaciones al nivel 3 de selectividad. Los errores estándar están entre paréntesis.

Tabla 17: Estadísticas descriptivas de las observaciones usadas en diferencia en diferencias

Variable	N	Promedio	Dev. est.	Mín	Max
NEM	790,315	574.22	104.44	0	830
Madre universitaria	790,315	0.15	0.36	0	1
Ranking	790,315	599.21	126.97	0	850
Colegio público	790,315	0.25	0.43	0	1
Subvencionado	790,315	0.59	0.49	0	1
Lenguaje	790,315	550.29	81.78	274	850
Matemática	790,315	554.54	83.04	210	850
Género	790,315	0.48	0.50	0	1
Postulación	790,315	0.66	0.47	0	1
Nivel 1	790,315	0.19	0.39	0	1
Nivel 2	790,315	0.32	0.47	0	1
Nivel 3	790,315	0.53	0.50	0	1
Región 1	790,315	0.02	0.13	0	1
Región 2	790,315	0.03	0.17	0	1
Región 3	790,315	0.01	0.12	0	1
Región 4	790,315	0.04	0.20	0	1
Región 5	790,315	0.11	0.31	0	1
Región 6	790,315	0.05	0.22	0	1
Región 7	790,315	0.05	0.23	0	1
Región 8	790,315	0.12	0.32	0	1
Región 9	790,315	0.05	0.22	0	1
Región 10	790,315	0.04	0.20	0	1
Región 11	790,315	0.01	0.08	0	1
Región 12	790,315	0.01	0.09	0	1
Región 13	790,315	0.42	0.49	0	1
Región 14	790,315	0.02	0.14	0	1
Región 15	790,315	0.01	0.11	0	1
Decil 1	790,315	0.03	0.18	0	1
Decil 2	790,315	0.05	0.22	0	1
Decil 3	790,315	0.05	0.22	0	1
Decil 4	790,315	0.24	0.42	0	1
Decil 5	790,315	0.09	0.28	0	1
Decil 6	790,315	0.07	0.26	0	1
Decil 7	790,315	0.06	0.24	0	1
Decil 8	790,315	0.06	0.23	0	1
Decil 9	790,315	0.09	0.29	0	1