



Revista iberoamericana de educación superior
ISSN: 2007-2872

Universidad Nacional Autónoma de México, Instituto de
Investigaciones sobre la Universidad y la Educación

Hernández-Medina, Patricia; Ramírez-Torres, Gabriel
Evaluación de impacto del financiamiento educativo en la
deserción y la graduación: un análisis de regresiones discontinuas
Revista iberoamericana de educación superior, vol. XIII, núm. 37, 2022, pp. 63-82
Universidad Nacional Autónoma de México, Instituto
de Investigaciones sobre la Universidad y la Educación

DOI: <https://doi.org/10.22201/issue.20072872e.2022.37.1304>

Disponible en: <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=299176372004>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org



Sistema de Información Científica Redalyc
Red de Revistas Científicas de América Latina y el Caribe, España y Portugal
Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso
abierto

Evaluación de impacto del financiamiento educativo en la deserción y la graduación: un análisis de regresiones discontinuas

Patricia Hernández-Medina y Gabriel Ramírez-Torres

RESUMEN

La presente investigación evaluó el impacto del programa de ayudas económicas de la Universidad Católica Andrés Bello, Caracas, Venezuela, sobre la deserción y el egreso. Se empleó el diseño de regresiones discontinuas difusas para tratamientos múltiples con cuatro puntos de corte en la variable de asignación (índice de ayuda). Los resultados obtenidos muestran que los efectos marginales sobre los distintos tipos de deserción son significativos y presentan los signos esperados (negativo). Un aumento del 1% en el descuento de la matrícula reduce la deserción temprana en aproximadamente 1% y 0.5% la deserción tardía; mientras que eleva en 0.6% la tasa de egreso. La evidencia pareciera mostrar que se requiere introducir cambios en el programa en términos de los criterios de asignación y los montos de apoyo económico.

Palabras clave: financiamiento de la educación, deserción, egreso, evaluación impacto, regresiones discontinuas difusas en educación, Venezuela.

Patricia Hernández-Medina

patricia.hernandez@utc.edu.ec

Venezolana. Doctora en Ciencias Económicas, Universidad Católica Andrés Bello, Caracas, Venezuela. Académica de la Universidad Nacional del Chimborazo, Ecuador. Temas de investigación: evaluación de impacto, capital social, empoderamiento femenino, sostenibilidad de organizaciones productivas como cooperativas y asociaciones. ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-8527-5158>.

Gabriel Ramírez-Torres

gabriel.ramirez9000@utc.edu.ec

Venezolano. Doctor en Educación por la Universidad de Salamanca, España. Académico de la Universidad Nacional del Chimborazo, Ecuador. Temas de investigación: financiamiento educación superior, calidad de la educación, riesgos y finanzas. ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-1844-4278>.



Avaliação de impacto do financiamento educativo em uma universidade da Venezuela. Uma análise de regressões descontínuas sobre o abandono e a graduação

RESUMO

A presente pesquisa avaliou o impacto do programa de ajudas económicas da Universidad Católica Andrés Bello, Caracas, Venezuela, sobre o abandono e a formação. Utilizou-se o desenho de regressões descontínuas difusas para tratamentos múltiplos com quatro pontos de corte na variável de repartição (índice de ajuda). Os resultados obtidos mostram que os efeitos secundários sobre os diferentes tipos de abandono são significativos e apresentam os signos esperados (negativo). Um aumento de 1% no desconto da matrícula reduz o abandono precoce em aproximadamente 1% e 0.5% o abandono tardio; ao passo que eleva em 0.6% a taxa de formados. A evidência parece mostrar que se requer introduzir mudanças no programa em términos dos critérios de designação e nos valores de apoio económico.

Palavras chave: financiamento da educação, abandono, formação, avaliação de impacto, regressões descontínuas difusas em educação, Venezuela.

Evaluating the impact of educational financing in a Venezuelan university. A regression discontinuity analysis on dropout and graduation

ABSTRACT

The present research evaluated the impact of the financial aid program implemented by the Universidad Católica Andrés Bello, Caracas, Venezuela, on dropout and graduation. A fuzzy regression design was used for multiple treatments with four cut-off points in the assignment variable (aid index). The results obtained show that the marginal effects on the different types of dropout are significant and present the expected signs (negative). A 1% increase in the tuition discount reduces early dropout by approximately 1% and 0.5% reduces late dropout; at the same time, it raises the graduation rate by 0.6%. The evidence seems to show that changes are needed in the program in terms of allocation criteria and amounts of financial support.

Key words: education financing, dropout, graduation, impact assessment, fuzzy regression regressions in education, Venezuela.

Recepción: 07/04/21. **Aprobación:** 18/10/21.

Introducción

En la actualidad los retos más demandantes del sistema de educación superior, no sólo en Venezuela, sino en la mayoría de los países latinoamericanos, están orientados a permitir el acceso y a retener al estudiante una vez que ha ingresado (Hernández, 2019).

Permitir el acceso implica no solamente superar el mecanismo de selección, definido por el ente regulador de la política educativa de cada país o cada institución educativa, sino disponer de los recursos económicos necesarios para el pago, en caso de universidades privadas y para la manutención, en cualquier tipo de institución.

En ese sentido, existen programas cuyo objetivo es el financiamiento del proceso educativo, proporcionando recursos para su permanencia en el sistema educativo. Si bien la permanencia del estudiante es el fin último, ésta depende de múltiples factores no vinculados únicamente a la posibilidad financiera de hacer frente a los gastos educativos (Ramírez, 2007).

Para autores como Lopera (2008), la deserción, como la interrupción del proceso de formación, ya sea en los primeros periodos (deserción temprana) o una vez superado un número mayor de semestres (deserción tardía), está asociada con factores vinculados a las características individuales, socioeconómicas, académicas e institucionales.

Con relación a la dimensión institucional, las universidades han hecho un esfuerzo por implementar políticas o acciones afirmativas para solventar las limitaciones académicas y financieras de acceso, en el primer caso a través de programas de nivelación para dotar al estudiante de las competencias y conocimientos mínimos requeridos para el ingreso y en el segundo mediante programas de apoyo económico facilitados por la institución o por organizaciones externas, cuyos criterios de asignación varían, empleando el rendimiento académico, la situación socioeconómica del estudiante, o una combinación de ambos.

De lo antes referido, se tiene que estudios como los de Singell (2001), Herzog (2007) y García (2010a)

han demostrado que programas institucionales como los créditos educativos, contribuyen a elevar la probabilidad de culminación de la carrera, el rendimiento académico y la reducción del tiempo de estudio.

Dichos estudios proponen principalmente la metodología del emparejamiento o matching para la estimación del impacto; tal es el caso de Herzog (2007), quien determinó la influencia del crédito educativo en la retención de los estudiantes de universidades públicas de Estados Unidos, o de García (2010a), que para el caso de Perú estudió el Programa de Créditos Educativos de la Pontificia Universidad Católica, también empleando la misma metodología.

Para el caso mexicano, los resultados de un estudio para las universidades privadas, desarrollado por Canton y Blom (2004) parecieran mostrar hallazgos similares a los de García (2010b), en el sentido de que existen elementos a favor de un impacto positivo del programa de ayudas económicas sobre la permanencia y el rendimiento de los estudiantes, pero con la diferencia que emplearon un diseño de regresiones discontinuas.

En la investigación de Vásquez, Gómez, Gallón y Castaño (2009), también se evidencia un impacto positivo, pues la estimación de la función de supervivencia de los estudiantes beneficiarios y no, hace evidente un 5% más de probabilidad de mantenerse en el sistema para aquellos estudiantes que recibieron apoyo financiero.

Esta evidencia empírica generalmente vinculada a la metodología de emparejamiento es validada en la literatura de evaluación de impacto de este tipo de programas, a través del diseño de regresiones discontinuas difusas.

Un trabajo pionero en el área, por el empleo de esta metodología, fue el desarrollado por Van der Klaauw (2002), en el cual se evalúa el impacto del programa de financiamiento educativo sobre la tasa de inscripción en las instituciones de educación superior de la costa este de los Estados Unidos.



Dado que los criterios de asignación de estos créditos educativos están asociados en primer lugar con los méritos académicos del estudiante, Van der Klaauw empleó como estrategia de identificación el índice académico para el acceso a la educación superior. Este índice o criterio de asignación al tratamiento presenta varios rangos de valores que determinan el monto de crédito asignado; el valor mínimo de cada rango es el punto de corte que indica si el estudiante recibe o no el crédito y en qué monto, de esta forma el tratamiento es definido como un tratamiento múltiple.

Si bien el criterio de asignación al programa empleado por Van der Klaauw (2002) fue el índice académico de admisión, Kane (2003) usa una metodología similar, pero considerando el ingreso familiar como índice de asignación al tratamiento.

Curs y Haper (2012), estudiaron el impacto del programa de apoyo financiero sobre el éxito obtenido durante el primer año en la Universidad de Oregón. Empleando un diseño de regresiones discontinuas difusas, pareciera que existe evidencia empírica para considerar que el financiamiento recibido impacta positivamente el desempeño académico. El índice o criterio de asignación al tratamiento no está claramente definido, los tratados se diferencian de acuerdo con la zona de residencia y el promedio de calificaciones previas.

En este mismo estudio, se analizaron poblaciones vulnerables como estudiantes de bajos ingresos y de color, obteniendo resultados positivos entre el financiamiento y las calificaciones. Estos autores alertan sobre el empleo de un promedio mínimo de calificaciones para la renovación de la ayuda económica, dado que esa situación podría generar dos consecuencias, la primera, que las calificaciones estén sobreestimadas, y la segunda, que los estudiantes opten por carrera que no desean, pero en la cual el nivel de exigencia es menor, con el objetivo de poder mantener el apoyo.

De manera particular, en el caso de estudiantes de menores ingresos, Melguizo, Sánchez y Velasco

(2016), analizaron a través del diseño de regresiones discontinuas, el impacto del programa “Acceso con calidad a la educación superior en Colombia” sobre la tasa de matriculación, la tasa de deserción y el rendimiento académico. Los resultados muestran un impacto positivo, elevando la matrícula de estudiantes de bajos ingresos, reduciendo la deserción y mejorando las calificaciones. En tal sentido, Melguizo *et al.* (2016) concluyen que los programas de préstamos educativos dirigidos a estudiantes pobres contribuyen a aumentar su inscripción en la educación superior y, en última instancia, a una mayor movilidad social y equidad.

Para el caso europeo, Steiner y Wrohlich (2012), a la luz de las metodologías empleadas en las investigaciones en universidades de Estados Unidos, desarrollan un estudio en Alemania para evaluar el impacto del programa de Asistencia Federal en la probabilidad de inscripción en la educación superior.

Los hallazgos obtenidos en esa investigación parecen indicar que el programa federal de asistencia financiera de Alemania tiene un impacto positivo y significativo en la tasa de inscripción universitaria, aunque plantean la necesidad de considerar otras variables adicionales en el estudio, entre ellas la inclusión de variables como la edad y el desempeño académico en la evaluación del aspirante.

Es necesario, por tanto, establecer programas de apoyo económico más allá del subsidio al pago de la matrícula, que incluyan los gastos de manutención a fin de evitar que este tipo de estudiante trabaje para completar su formación (Vásquez *et al.*, 2009).

Herbaut y Geven (2019) realizan una revisión de los principales estudios cuasi-experimentales relacionados con políticas de financiamiento en la educación superior, obteniendo conclusiones similares en el sentido de que no basta con un programa aislado para generar mejoras en estudiantes de bajos ingresos. Distinguen los efectos que tienen los programas de financiamiento sobre las desigualdades de acceso, cuando los criterios de asignación son el

nivel de ingresos o son el rendimiento académico. En el primer caso se requiere del establecimiento de programas que no sólo financien los costos directos de la educación sino la manutención, lo que podría mejorar la permanencia. En el segundo, parece no existir evidencia empírica para demostrar que mejora la situación de los menos favorecidos, incluso se habla de que aumenta la desigualdad.

La evidencia recogida por Herbaut y Geven (2019) permite, para el caso de Estados Unidos, plantear programas mixtos que incluyan no sólo apoyo económico, sino asesoramiento personalizado, suministro de información, tutorías, entre otros. Además, los autores sugieren la aplicación de estudios similares en otros países, de manera que se pueda ampliar el análisis e incorporar los elementos diferenciadores.

Ante estos retos, desde hace más de tres décadas la Universidad Católica Andrés Bello (UCAB)¹ ha ofrecido varios programas de ayudas o apoyo económico con el objeto de brindar alternativas a estudiantes que no disponen de los recursos necesarios, para que éstos puedan proseguir sus estudios y así obtener un título universitario. Esos programas buscan contribuir con la reducción de las desigualdades sociales a través del financiamiento, en la medida que amplía las posibilidades de acceso a la educación superior.

Dada la cantidad de recursos monetarios que la UCAB ha invertido en el Programa de Ayuda Económica, aproximadamente el 30% de sus estudiantes de pregrado reciben ayuda, es necesario determinar el impacto del programa sobre una serie de variables como la deserción, identificando las posibilidades de mejora.

En el caso particular de Venezuela, a pesar de existir políticas afirmativas, tanto en universidades públicas como privadas, no hay estudios sobre evaluación de impacto de este tipo de programas.

Así, esta investigación contrastó la hipótesis de si

el programa de ayuda económica tiene un impacto positivo en la retención, empleando para ello un diseño cuasi-experimental, mediante regresiones discontinuas difusas para tratamientos múltiples con cuatro puntos de corte en la variable de asignación (índice de ayuda), siguiendo lo planteado por Van der Klaauw (1997, 2002).

El estudio empleó la cohorte admitida en 2010-2011, para poder analizar el proceso completo de formación y el análisis posterior de la inserción laboral, dado que la duración para la mayoría de las carreras era de cinco años. En el caso de esa cohorte, el Programa de Ayuda Económica presentaba tres modalidades, las pensiones proporcionales en las cuales se le exoneraba al estudiante de los dos primeros años de carrera entre el 25% y el 50% del monto de la matrícula, el crédito educativo a partir del tercer año, en el cual el estudiante firmaba el compromiso de cancelar la deuda de la matrícula de los tres últimos años de su carrera en los siguientes dos años de graduado y el beca-trabajo, donde el estudiante presta servicios en la universidad por 20 horas semanales recibiendo la exoneración total del pago.

De estas tres modalidades, se procedió a evaluar el impacto del programa de pensiones proporcionales y diferidas, dado que es el asignado a estudiantes de los primeros años y/o semestres, quienes representan la población más vulnerable en la Universidad, tanto en la deserción temprana como tardía, así como en la probabilidad de egreso.

Metodología

Variable de resultado para la medición de impacto

Las variables de desempeño académico sobre las cuales se midió el impacto del programa de pensiones proporcionales están asociadas a la deserción del estudiante, específicamente, el retiro de la carrera o de

¹ Es una universidad privada confiada a la Compañía de Jesús en Venezuela, con tres sedes, una en Caracas, otra en el Estado Miranda y la tercera en el Estado Bolívar.



la universidad. Se consideraron, como ya se señaló anteriormente, dos tipos de deserción, dependiendo del horizonte temporal en el cual tiene lugar el retiro: la deserción temprana si se retiró antes de cumplir el año o los dos primeros semestres de su carrera, y la tardía si lo hizo posteriormente (Lopera, 2008).

Así mismo, cabe resalta que estos dos tipos de deserción pueden ocurrir tanto en la carrera, como en la institución, en este último caso se considerará como deserción institucional si abandona cualquier carrera de la UCAB, sin haberse reincorporado a sus estudios al menos hasta el momento de esta investigación. Mientras que, si abandona una carrera para trasladarse a otra en la misma institución, se considerará como deserción interna.

Por otra parte, es de señalar que se empleó la probabilidad de egreso como variable de resultado. Se descartó el promedio de calificaciones del estudiante durante su carrera pues podría estar sesgado, tal como indica la literatura. Este promedio es una variable “sucua” que se ve afectada por la percepción y dificultad del profesor, más aún cuando las evaluaciones no están estandarizadas ni se realizan por departamentos.

Metodología de regresiones discontinuas difusas

Si bien el proceso de abandono estudiantil universitario es multifactorial, el propósito de esta investigación ha sido el determinar la causalidad que existe entre el tratamiento o programa de financiamiento y la variable objetivo seleccionada, por ello, la metodología más adecuada para medir el posible impacto del tratamiento y aislarlo del efecto de las demás variables explicativas, además de lograr la eliminación del sesgo de selección, es la metodología de regresiones discontinuas difusas.

En tal sentido, el diseño de regresión discontinua se trata de un modelo cuasiexperimental en el cual existe un índice o criterio de asignación al tratamiento cuyo valor crítico o umbral separa a los individuos

en beneficiarios o no del tratamiento del estudio (Hernández, 2019). Existen dos tipos de regresiones discontinuas (RD), la aguda o nítida (*sharp*) y la difusa o borrosa (*fuzzy*). Dado un criterio o índice de asignación al tratamiento en ambos tipos de diseño se produce un salto o discontinuidad en el punto de corte de ese índice que define ser beneficiario o no. Ese salto o discontinuidad en el caso del diseño agudo se produce en el valor esperado de la variable resultado (Angrist y Pischke, 2009).

En el caso del diseño de regresiones discontinuas difusas o borrosas (*fuzzy*) la discontinuidad no ocurre en el valor esperado de la variable resultado, sino en la probabilidad de recibir el tratamiento, que depende no sólo de las variables observadas sino de las no observadas (Bernal y Peña, 2011). La probabilidad de recibir el tratamiento está dada por una función de la variable o índice de asignación (Angrist y Lavy, 1999). La consecuencia inmediata de esta diferencia se traduce en que dicha variable no determina exactamente el grupo en el cual estará el individuo, por lo tanto, la participación en la intervención es endógena, porque depende de las decisiones del individuo.

La discontinuidad que permite identificar el efecto de la política, tal como lo plantean Imbens y Lemieux (2008), vendría dada por la diferencia del límite de la probabilidad de recibir el tratamiento a la derecha del umbral y el límite de la probabilidad de recibir el tratamiento a la izquierda. De esta forma, para el caso de las regresiones difusas o borrosas es necesario considerar la probabilidad de recibir el tratamiento. El numerador representa la diferencia o discontinuidad observada en el resultado esperado, mientras que el denominador proporciona la diferencia en la probabilidad potencial de recibir el tratamiento a cada lado del punto de corte (Imbens y Lemieux, 2008). Este estimador es conocido como el estimador de Wald (Bernal y Peña, 2011) e indica el cociente entre la covarianza de la variable resultado (Y) y la variable instrumental (Z), y la covarianza de dicha variable instrumental y el tratamiento (D). De esta forma, la

variable de asignación Z funge como la variable instrumental y, por tanto, el estimador mide un efecto local (alrededor del umbral) y no un efecto promedio. Así, las estimaciones podrían realizarse mediante mínimos cuadrados en dos etapas alrededor del umbral o punto de corte, para lo cual se requiere garantizar unas condiciones mínimas de validez.

Estas condiciones de validez están asociadas a tres aspectos: 1) la continuidad de la función de densidad de la variable de asignación (Z) que sugiere la no manipulación del instrumento, 2) la continuidad de las variables explicativas de control alrededor del umbral (continuidad local), lo cual contribuye a determinar la causalidad, y 3) el salto o discontinuidad de la probabilidad de participar en el tratamiento en el punto de corte, denominado como el supuesto de independencia condicional a nivel local (Bernal y Peña, 2011).

Hahn, Todd y Van der Klaauw (2001) establecen un supuesto débil de *monotonicidad local* con el cual basta considerar que si un individuo no es tratado cuando el punto de corte es un valor Z , tampoco lo será cuando el valor cambia a uno mayor, lo cual genera que la interpretación de los resultados sea válida en un contexto local y no promedio. Para la estimación, una vez validados los supuestos requeridos, pueden emplearse métodos paramétricos o no paramétricos. Si bien en el primero se asume una forma funcional, en el segundo se emplea la que mejor se ajuste a los datos. Por cualquiera de los dos métodos, se requiere estimar una ecuación como la siguiente:

$$Y_i = m(Z_i) + \beta_1 E(D_i | Z_i) + \omega_i \quad (1)$$

En donde la función $m(Z_i)$ debe ser continua en Z y el $E(D_i | Z_i)$ discontinuo en el punto de corte, mientras que β_1 es el estimador de regresión discontinua difusa, cuya interpretación dependerá de los supuestos establecidos.

Esta ecuación requiere ser estimada en dos etapas (mínimos cuadrados en dos etapas). En la primera se estimará la probabilidad de recibir el tratamiento y en la segunda se estima el efecto del tratamiento (β_1) sustituyendo la estimación de la primera etapa.

Existen tratamientos, a diferencia de los planteados hasta ahora, en los cuales no hay un único punto de corte, sino un grupo de valores que determinan la participación en distintos tratamientos en un mismo programa o diferentes niveles del tratamiento, lo que se conoce como tratamientos múltiples (Vásquez, 2019).

Dado que el programa de ayudas económicas de la Universidad Católica Andrés Bello, objeto de este estudio, implica un tratamiento múltiple con cuatro puntos de corte, existe un criterio de asignación que no genera una discontinuidad en el valor de la variable resultado, sino en la probabilidad de recibir el tratamiento, siendo la decisión del estudiante la que determina la participación o no en el tratamiento, con lo cual es posible que los resultados se vean afectados por variables no observables. Por ello, se siguió el diseño de regresiones discontinuas difusas a fin de garantizar la causalidad, planteado por Van der Klaauw (2002) en su estudio sobre financiamiento educativo.

Para ello, se partió de la estimación del impacto en el otorgamiento de los diferentes descuentos a través de la metodología de mínimos cuadrados en dos etapas y se empleó adicionalmente el cálculo del estimador de Wald. La estimación por mínimos cuadrados en dos etapas se realizó para toda la población y para diferentes anchos de banda, para obtener individuos lo más similares posibles y eliminar el sesgo de selección.

Una variante por explorar de esta metodología propuesta por Van der Klaauw (2002) es la utilización de una función no paramétrica de Kernel para asignar pesos mayores cerca del umbral, tal como lo sugieren Imbens y Lemieux (2008). Para la estimación no paramétrica (Wald) se empleó la propuesta



de Van der Klaauw (2002) definida como el cociente de la diferencia del valor esperado del resultado a la derecha y a la izquierda del umbral entre la probabilidad de recibir el programa, dado el índice de ayudas económicas o criterio de asignación a cada lado de este umbral para diferentes intervalos o anchos de banda.

Análisis de resultados

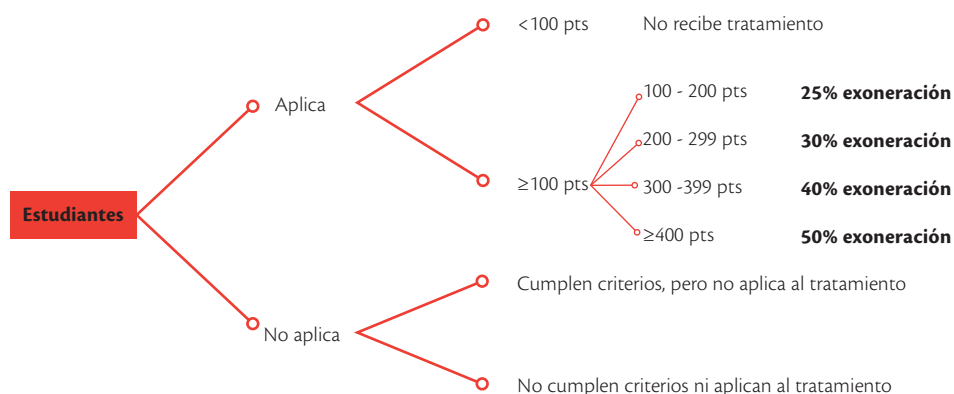
Estrategia de identificación

El diseño de regresiones discontinuas difusas permitió estimar el efecto causal eliminando el sesgo no observable al emplear variables instrumentales, pues se parte de la estimación de la probabilidad de recibir tratamiento, que depende no sólo de las variables observables, sino de las no observables, pudiendo encontrar estudiantes que recibieron o no ayuda económica a ambos lados del umbral del índice de asignación.

El índice, que toma un valor de hasta 600 puntos, fue construido para el caso del programa de pensiones proporcionales, similar al propuesto en la metodología (Brito y Zambrano, 2005), el cual incluyó cinco factores: ingreso familiar mensual promedio, tipo de vivienda, condición de la vivienda, cargas familiares y la residencia del estudiante.

Dicho índice tiene los siguientes puntos de corte o umbrales: para no tratados menor a 100 puntos, para la exoneración de 25% el rango fue entre 100 y 199 puntos, para 30% de descuento fue entre 200 y 299, de 45% fue entre 300 a 399 y, por último, 400 o más para 50% de descuento. Este índice de asignación o de ayudas económicas es calculado en función de las variables socioeconómicas del estudiante y presenta distintos puntos de cortes, donde cada uno representa el valor mínimo requerido para cada porcentaje de descuento (25%, 30%, 45% y 50%) o de exoneración, tal como se observa en la figura 1.

Figura 1. Criterio de asignación al tratamiento



Fuente: elaboración propia.

Con el fin de determinar si el índice podría predecir cada uno de los tratamientos (porcentajes de exoneraciones) y además corroborar la existencia de los cuatro puntos de corte o de asignación de diferentes exoneraciones, se estimó un *probit* ordenado² de los porcentajes de exoneración con relación al índice de ayuda. Los resultados muestran que efectivamente se corroboran los cuatro puntos de corte del índice asociados a los descuentos y además éste contribuye en la explicación de la exoneración en un 11%. La diferencia es explicada por la decisión del entrevistador, tal como lo plantea Van der Klaauw (2002), entre otros.

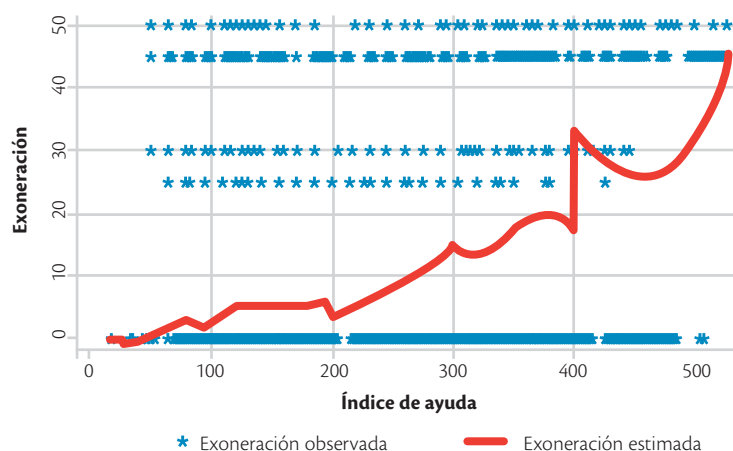
La regla de decisión es compleja y contiene elementos objetivos, pero también considerables factores subjetivos que dependen del evaluador (Van der Klaauw, 2002). Efectivamente, el índice no determina si el estudiante recibe el tratamiento ni el porcentaje de descuento, sólo podría indicar la probabilidad de ser tratado, encontrando de esta forma individuos beneficiarios a la derecha y a la izquierda del umbral.

Validez interna

La implementación de este diseño de regresiones discontinuas difusas requiere garantizar la validez interna (Lee y Lemieux, 2009) mediante la continuidad de la función de densidad de la variable de asignación al tratamiento y la no existencia de diferencias significativas en las características observables de los individuos tratados y no tratados. Se comenzó por verificar la primera condición mediante el histograma del índice de ayudas económicas y la función de densidad de Kernel, mostrando que no existe ningún salto o discontinuidad en dicha función para la variable de asignación del tratamiento o “*forcing variable*”.

Al analizar la segunda condición sobre la similitud de los grupos tratados y no tratados en general, las pruebas de diferencias de medias o proporciones parecen indicar que, si bien existen, están asociadas a las condiciones socioeconómicas, lo cual resulta correcto si se considera que forman parte del criterio de selección. Para comprobar que el estudio se adapta a un diseño de regresiones discontinuas difusas, se requiere determinar la existencia de diferencias entre los tratados y no tratados observados *versus* los estimados a través del criterio de asignación.

Figura 2. Función de densidad de la variable de asignación al tratamiento



Fuente: elaboración propia.

² El modelo de respuesta ordenada, o *probit* ordenado, se utiliza cuando la variable Y está expresada como una categoría que lleva un orden asignado y tiene tantos puntos de corte como categorías existen.



Tal como se muestra en la figura 2, los puntos representan los estudiantes que están agrupados en cada categoría, los no tratados, y los tratados con exoneraciones de 25%, 30%, 45% y 50%, mientras que la línea ascendente, representa la estimación de la función a trozos cúbica (*spline*).³ La ilustración permite observar, en primer lugar, que a diferencia de la estimación aguda existen tratados y no tratados a cada lado del umbral, con lo cual se evidencia que el índice de asignación sólo determina la probabilidad de recibir el tratamiento y no recibirlo efectivamente. En segundo lugar, el gráfico revela un incremento de la exoneración estimada a medida que el índice de ayudas se eleva, indicando que, a un mayor grado de necesidad económica del estudiante, el porcentaje de exoneración asignado debería ser superior. En tercer lugar, el análisis gráfico debería mostrar un salto o discontinuidad en cada uno de los puntos de corte, de manera que se evidencie la diferencia en la probabilidad de exoneración en ese umbral, siendo mayor a la derecha que a la izquierda.

Este salto es considerable en el último nivel del tratamiento en el cual el índice se encuentra por encima de 400 puntos asignando una exoneración del 50% de descuento. En los niveles inferiores de asignación no parece existir algún salto o discontinuidad para los puntos de corte de 100, 200 o 300 puntos en el índice de ayudas, con lo cual, de ser cierto, el índice no sería el mejor predictor de la probabilidad de recibir el tratamiento, sino por el contrario las filtraciones podrían ser tan elevadas que al final es el criterio del evaluador el que determina si el estudiante recibe o no el beneficio.

Existencia de la discontinuidad: análisis gráfico

La presencia de posibles discontinuidades en cada uno de los puntos de corte de la variable de asignación, puede analizarse al menos inicialmente mediante la representación gráfica de la variable de resultado con el criterio de selección. La relación entre la deserción temprana de la carrera y de la institución con el índice de ayudas se observa en la figura 3.

Para el caso de la deserción temprana de carrera (programa) y de institución en cada punto de corte pareciera existir discontinuidad, aunque el comportamiento no muestra que la deserción se reduce en todos los tramos. En el primer nivel del tratamiento (25% de exoneración) y en el segundo tramo (30%), ambos tipos de deserción se reducen a medida que aumenta el índice de ayudas, pero al pasar a los niveles con mayor exoneración la tendencia cambia, aumentando la deserción a medida que empeora el índice de ayudas.

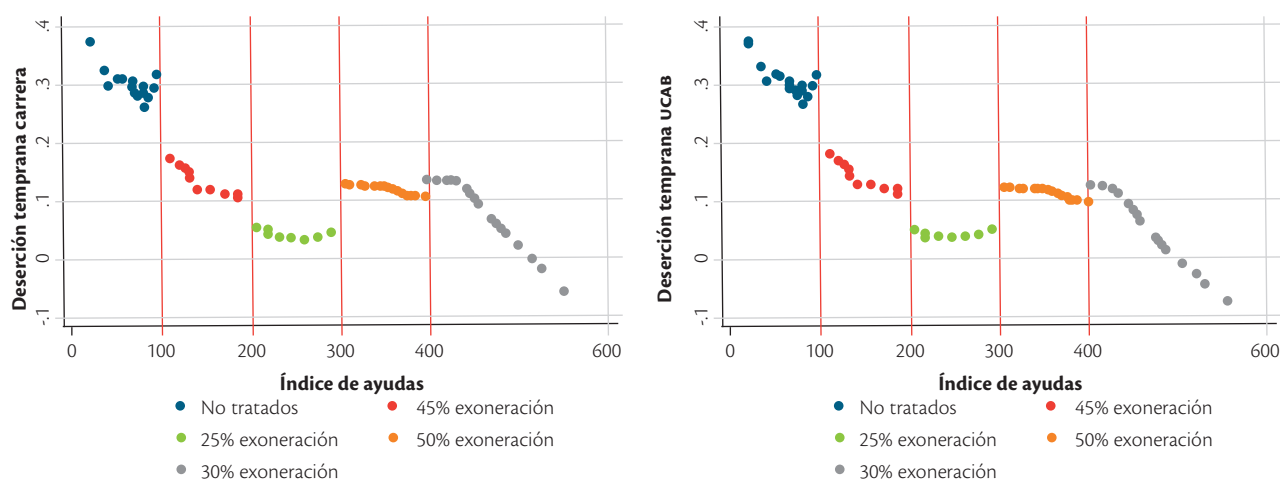
Adicionalmente, la diferencia entre asignar 45% y 50% de descuento es tan pequeña que no se justificaría separar a los estudiantes en esos dos grupos, lo cual podría verse reflejado en la ausencia de una discontinuidad significativa.

Para la deserción tardía de carrera y de institución, tal como se observa en la figura 4, los estudiantes más necesitados terminan retirándose del programa de estudios, y por supuesto de la universidad, en ambos casos, siendo no sólo la deserción mayor en el umbral de 400 puntos, sino que a medida que empeora la condición económica del estudiante la deserción aumenta, inclusive por encima de los no tratados (primer tramo).

³ Definida como:

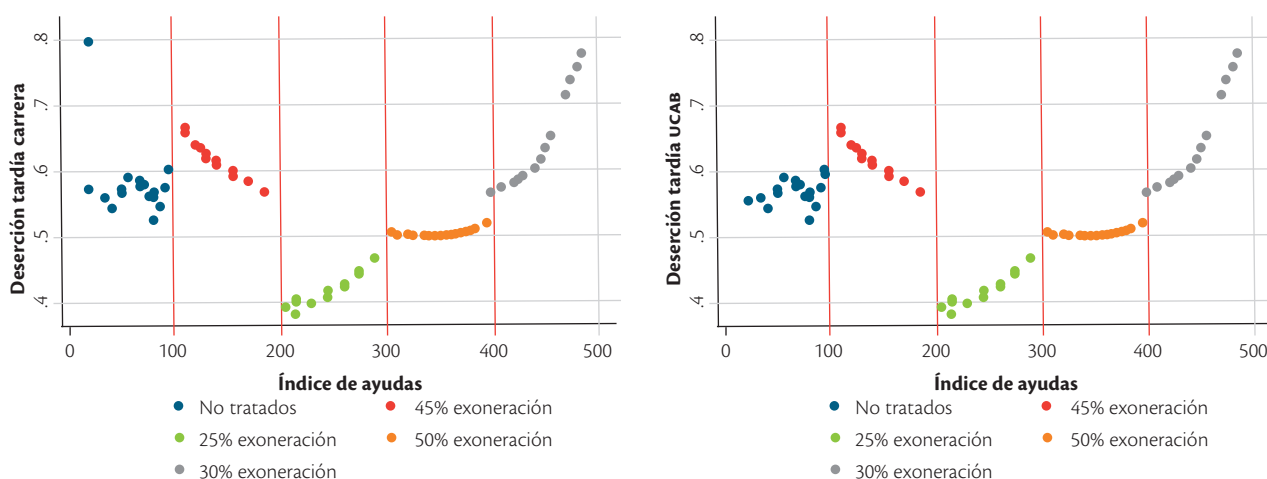
$$f(S_i) = \sum_{k=0}^3 \varphi_{0k} S^k + \sum_{k=1}^3 \varphi_{1k} (S - \bar{S}_1)^k 1\{S_i \geq \bar{S}_1\} + \sum_{k=1}^3 \varphi_{2k} (S - \bar{S}_2)^k 1\{S_i \geq \bar{S}_2\} + \sum_{k=1}^3 \varphi_{3k} (S - \bar{S}_3)^k 1\{S_i \geq \bar{S}_3\}$$

Figura 3. Discontinuidad deserción temprana de carrera y de institución



Fuente: elaboración propia.

Figura 4. Discontinuidad de la deserción tardía de carrera y de la institución



Fuente: elaboración propia.



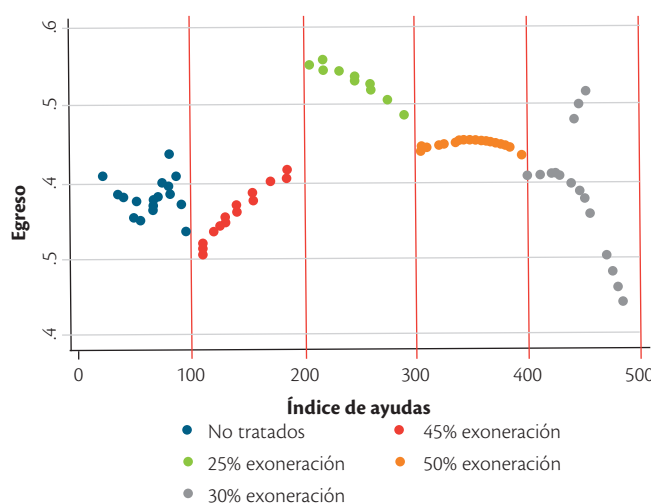
La deserción en el grupo de no tratados es menor si se compara con los estudiantes que recibieron 25% de exoneración, pero estos estudiantes presentan una deserción mayor a la de los que reciben un porcentaje de 30% de descuento; es este grupo en el que se registra la menor tasa de deserción tardía, tanto de carrera como de universidad.

Con respecto al impacto sobre el egreso (graduación), la figura 5 evidencia comportamientos muy similares. Se reducen los logros alcanzados por los estudiantes si se comparan los no tratados con los tratados al menos en el primer nivel de exoneración (25%), pero aumentan considerablemente al pasar al 30% de descuento, para luego reducirse a medida que el índice de selección aumenta, hasta alcanzar los niveles más bajos de egreso en estudiantes con las condiciones económicas más precarias. Esta relación sugiere, al menos parcialmente, las mismas

consideraciones hechas para la deserción. La política institucional no parece resolver el problema de los más necesitados, pues la deserción tardía es mayor, y menor el egreso.

Este análisis preliminar, por un lado, indica que sólo existe un salto en la exoneración del último nivel de tratamiento (50%), pero son precisamente estos estudiantes los que alcanzan los niveles más altos en deserción tardía y los menores en términos de egreso, por lo que hay indicios de la ausencia de impacto positivo al menos en este nivel de tratamiento, lo cual debe corroborarse con las estimaciones econométricas del modelo propuesto anteriormente. Por otro lado, si bien gráficamente se evidencia un impacto en las variables resultado en el grupo de descuento de 30%, no es posible corroborar la discontinuidad en ese grupo.

Figura 5. Discontinuidad del egreso



Fuente: elaboración propia.

Estimaciones econométricas paramétricas por variables instrumentales

La posible existencia de un sesgo producto de la comparación de individuos que no son similares, al menos en términos del índice de ayuda, genera que la estimación por mínimos cuadrados ordinario resulte inconsistente. Para corregir esta alteración a los supuestos generales del modelo, pueden emplearse variables instrumentales que presenten dos características básicas, la correlación con el tratamiento,⁴ que es la variable endógena, y la no correlación con el término de error.⁵

En el primer caso, Bernal y Peña (2011) hablan de la relevancia del instrumento, con lo cual se espera que el instrumento posea una buena capacidad de predicción del tratamiento; en el segundo caso la condición es definida como la exogeneidad del instrumento. Las estimaciones paramétricas del impacto del programa de ayudas económicas se desarrollaron mediante mínimos cuadrados en dos etapas de acuerdo con lo propuesto por Van der Kluauw (2002) y desarrollado en la siguiente ecuación:

$$Y_i = \beta + \alpha E(\text{exon}_i | \text{ind_ayu}_i) + k(\text{ind_ayu}_i) + \varepsilon_i \quad (2)$$

Para ello, se partió de la estimación de la primera etapa, que pretende obtener el valor esperado de recibir un porcentaje de exoneración, dado el índice de ayudas económicas como criterio de asignación. Estas estimaciones fueron para toda la población y para cuatro anchos de banda diferentes: +/-20 puntos, +/-15 puntos, +/-10 puntos y +/-5 puntos, alrededor de cada uno de los cuatro puntos

de corte de la variable de selección. Se escogieron para la primera etapa las siguientes variables instrumentales: polinomio de grado tres para el índice de ayudas (ind_ayu, ind_ayu_cuadrado, ind_ayu_cubo), los 947 estudiantes tratados potenciales⁶ para cada nivel de exoneración (t1_real, t2_real, t3_real y t4_real), y un polinomio de grado tres para las variables interactivas de cada uno de los tratamientos (indk, indk_cuadrado, indk_cubo, donde k es cada tratamiento).⁷

Los resultados para la población y para cada ancho de banda de la primera etapa, empleando una función a trozos cúbica, muestran que los instrumentos son relevantes en la explicación de la probabilidad de recibir la exoneración, mediante la prueba F o prueba de significación conjunta.

En cuanto a las pruebas de instrumentos débiles, el *test* de Cragg-Donald, que tiene por objetivo identificar si existe una relación estadísticamente significativa entre los instrumentos y la variable endógena, muestra que no se puede rechazar la hipótesis nula, con lo cual la relación es débil para la población y todos los anchos de banda.

De esta forma, no se puede satisfacer una de las dos condiciones requeridas por la estimación de mínimos cuadrados en dos etapas, que implica que la covarianza entre la variable exógena o instrumentada y los instrumentos sea diferente de cero, es decir, que los instrumentos sean relevantes. Tampoco se logra la relevancia de los instrumentos en las estimaciones cuadráticas ni lineales presentadas.

Efectivamente, si los instrumentos están débilmente correlacionados con las variables endógenas, el

⁴ Dado un instrumento Z y un tratamiento por D, la $Cov(D, Z) \neq 0$.

⁵ La $Cov(u, Z) = 0$.

⁶ Es una variable dicotómica que tomará el valor uno si el estudiante tiene un índice de ayuda al que le correspondería el tratamiento, y cero si tiene un índice inferior o superior.

⁷ Esta dado por:

$$\sum_{k=1}^3 \varphi_{1k} (\text{ind_ayu} - \overline{\text{ind_ayu}_1})^k 1\{\text{ind_ayu}_i \geq \overline{\text{ind_ayu}_1}\} + \sum_{k=1}^3 \varphi_{2k} (\text{ind_ayu} - \overline{\text{ind_ayu}_2})^k 1\{\text{ind_ayu}_i \geq \overline{\text{ind_ayu}_2}\} + \sum_{k=1}^3 \varphi_{3k} (\text{ind_ayu} - \overline{\text{ind_ayu}_3})^k 1\{\text{ind_ayu}_i \geq \overline{\text{ind_ayu}_3}\} + \sum_{k=1}^3 \varphi_{4k} (\text{ind_ayu} - \overline{\text{ind_ayu}_4})^k 1\{\text{ind_ayu}_i \geq \overline{\text{ind_ayu}_4}\}$$



estimador de variables instrumentales está sesgado, pudiendo generar estimaciones de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) inconsistentes. Para ello, se realizaron estimaciones con un modelo *probit* de regresores endógenos para toda la población y para cada ancho de banda, de manera similar a la estimación por mínimos cuadrados en dos etapas. Esta estimación de un *probit* con variables instrumentales, tal como lo sugiere Van der Klaauw (2002), se justifica porque la variable de impacto es dicotómica (toma valores 0 y 1) y no continua, con lo cual un modelo lineal de probabilidades no es la mejor opción.

Estimaciones paramétricas por modelo *probit* con variables instrumentales

Para estimar el modelo *probit* se emplearon igualmente tres tipos de funciones a trozos en la primera etapa, la cúbica, la cuadrática y la lineal. Únicamente en el ancho de banda de ± 5 puntos se satisfacen las condiciones de relevancia del instrumento evaluadas mediante el estadístico de Wald (x^2) y exogeneidad con el test de Wald. Para todas las estimaciones de la primera etapa en ese ancho de banda de cada una de las variables resultado, el tratamiento de 25% y 30% resultan ser significativos al menos al 10%, tal como se muestra en la tabla 1.

La significación de las variables asociadas a las exoneraciones de 25% y 30% permite deducir que, al menos en esos niveles de tratamiento, en un entorno de ± 5 puntos, se produce un salto o discontinuidad en la probabilidad de recibir el tratamiento, lo que generaría un efecto causal de este sobre las variables resultado, excepto en el descuento de 45% (tercer tratamiento) que no es significativo en la deserción temprana de la carrera. El único nivel de tratamiento que parece no mostrar alguna discontinuidad es el de mayor descuento (50%), lo cual corrobora lo observado en las ilustraciones presentadas en la sección de análisis gráfico de la discontinuidad.

La robustez de estos resultados que satisfacen las condiciones de relevancia de los instrumentos y su

exogeneidad, permiten estimar la segunda etapa al menos en el ancho de banda de ± 5 puntos, para la deserción temprana y tardía, y el egreso, tal como se muestra en la tabla 2.

Estos resultados muestran los coeficientes de la exoneración que no pueden ser interpretados directamente, para lo cual se requiere de la estimación de los efectos marginales; dichos efectos indican el cambio en la probabilidad de la variable resultado dado un cambio en 1% de la exoneración. Todos los efectos marginales de los distintos tipos de deserción presentan los signos esperados (negativo), con lo cual un aumento de 1% en la probabilidad de recibir un descuento de la matrícula reduce la deserción, aproximadamente en 1% en la deserción temprana, tanto del programa como de la institución, y de 0.48% en la tardía.

En términos del egreso, los resultados parecen mostrar que el efecto causal del programa por cada incremento en un 1% de la exoneración podría elevar la probabilidad de egreso en 0.63%.

Además de estas estimaciones, se realizaron otro conjunto de análisis asociados a la agrupación de los tratamientos sin considerar el nivel de descuento, a fin de validar los resultados hallados hasta el momento, pues al parecer que el nivel de exoneración no es determinante en el efecto causal, al menos en estudiantes que reciben los mayores porcentajes de exoneración.

En este análisis con tratamientos agrupados, se evaluó el efecto causal sobre tratados considerando dos grupos de tratamientos: 25% y 30% en un primer nivel y 45% y 50% en un segundo nivel. Los resultados de estas estimaciones corroboran los hallazgos mostrados en las estimaciones para todos los niveles de tratamiento, no aportando consideraciones adicionales a las ya planteadas, de manera que, de todo el análisis precedente, al menos localmente, para el tamaño de banda menor (± 5 puntos) podría existir un efecto causal del nivel de tratamiento de 25% de exoneración sobre la deserción temprana y tardía de la carrera y de la universidad, así como sobre el egreso.

Tabla 1. Primera etapa del *probit* con variables instrumentales para un ancho de banda de +/- 5 puntos con función a trozos cúbicaconocimiento

	Deserción temprana		Deserción tardía		Egreso
	Carrera	Universidad	Carrera	Universidad	
N	947	947	947	947	947
t1_real	5.8334 ***	5.9153 ***	6.000 ***	6.0323 ***	5.8259 ***
	(1.9793)	(1.9714)	(2.0344)	(2.0363)	(2.0128)
t2_real	-31.209 ***	-31.013 ***	-28.220 ***	-28.009 **	-27.829 **
	(11.982)	(11.931)	(12.290)	(12.300)	(12.214)
t3_real	-29.296	-29.799 *	-29.226 *	-29.647 *	-29.266 *
	(16.983)	(16.887)	(17.430)	(17.423)	(17.316)
t4_real	1.3512	1.0721	3.9788	3.8849	3.6248
	(8.8346)	(8.8097)	(9.0460)	(9.0444)	(8.9462)
Ind1	-1.5745 *	-1.6141 *	-1.5034	-1.5211	-1.3796
	(0.9278)	(0.9225)	(0.9536)	(0.9537)	(0.9480)
Ind1_cuadrado	-0.0137	-0.0134	-0.0137	-0.0137	-0.0149
	(0.0207)	(0.0206)	(0.0212)	(0.0212)	(0.0210)
Ind1_cubo	-0.0003 *	-0.0003 *	-0.0003 *	-0.0003 *	-0.0003 *
	(0.0001)	(0.0001)	(0.0001)	(0.0001)	(0.0001)
Ind2	-4.9297 **	-5.0983 **	-4.7338 *	-4.8425 **	-4.6999 *
	(2.3981)	(2.3853)	(2.4592)	(2.4573)	(2.4434)
Ind2_cuadrado	-0.1173 **	-0.1169 **	-0.1124 *	-0.1123 *	-0.1099 *
	(0.0571)	(0.0569)	(0.0586)	(0.0586)	(0.0583)
Ind3	0.2914	0.1941	0.3851	0.3111	0.02382
	(1.6933)	(1.6861)	(1.7323)	(1.7305)	(1.7173)
Ind3_cuadrado	-0.1290 *	-0.1307 *	-0.1267 *	-0.1281 *	-0.1271 *
	(0.0697)	(0.0693)	(0.0715)	(0.0715)	(0.0710)
Constante	2.0137 ***	1.9609 ***	2.0479 ***	2.0134 ***	2.0521 ***
	(0.5744)	(0.5733)	(0.5781)	(0.5782)	(0.5777)
Test exogeneidad					
Wald	11.44 ***	12.35 ***	4.24 **	4.09 **	6.67 ***
Wald (chi)	23.79 ***	27.27 ***	3.67 *	3.69 *	7.86 ***

Significativo al: 1% ***, 5% **, 10% *. Los valores entre paréntesis representan los errores estándar.

Fuente: elaboración propia.



Tabla 2. Estimación de la segunda etapa del *probit* para variables instrumentales y función a trozos cúbica, en +/- 5 puntos de la deserción temprana, tardía y egreso

Deserción temprana				
	Universidad		Universidad	
	Coefficiente	Efecto marginal	Coefficiente	Efecto marginal
Exoneración	-0.0307 ***	-0.0099 ***	-0.0333 ***	-0.0105 ***
	(0.0063)	(0.0021)	(0.0064)	(0.0022)
Constante	-0.4328 ***	0.2900 ***	-0.4704 ***	0.2468 ***
	(0.0713)	(0.0205)	(0.0750)	(0.0546)
Deserción tardía				
	Universidad		Universidad	
	Coefficiente	Efecto marginal	Coefficiente	Efecto marginal
Exoneración	-0.0121 *	-0.0047 **	-0.0123 *	-0.0048 **
	(0.0063)	(0.0024)	(0.0064)	(0.0024)
Constante	0.2409 ***	0.5657 ***	0.1896 ***	0.5453 ***
	(0.0546)	(0.0158)	(0.0555)	(0.0158)
Egreso				
	Coefficiente	Efecto marginal		
Exoneración	0.0171 ***	0.0063 ***		
	(0.0061)	(0.0021)		
Constante	-0.4086 ***	0.3826 ***		
	(0.0522)	(0.0154)		

Significativo al: 1% ***, 5% **, 10% *. Los valores entre paréntesis representan los errores estándar

Fuente: elaboración propia.

Discusión

Los resultados evidencian un impacto del programa de apoyo económico que, si bien es positivo sobre el proceso de abandono, es reducido y local, tal como se observa en algunos estudios similares, consecuencia principalmente de que la deserción es un proceso multifactorial que requiere de una intervención integral (Carneiro y Heckman, 2002; Núñez y Millán, 2002; Swail, Redd y Perna, 2003; Pineda, 2010; Herbaut y Geven, 2019).

Partiendo de esta concepción del proceso de deserción y su complejidad, se trató de aislar el efecto del programa de ayudas económicas de la UCAB con el fin de determinar si existía alguna relación de causalidad y si ésta era significativa, a través de una metodología que garantiza la eliminación de los sesgos de selección que podrían afectar los resultados. De lo anterior se tiene, tal como se evidencia en los resultados, que un aumento del 1% en el descuento de la matrícula reduce la deserción temprana en

aproximadamente 1% y 0.5% la deserción tardía; mientras que eleva en 0.6% la tasa de egreso.

Si bien los impactos pueden ser considerados marginales, efectivamente existen estudiantes que logran la permanencia y el egreso como resultado del programa, lo cual es corroborado en los diferentes estudios, ya sean aquellos que emplean el método de emparejamiento como los de regresiones discontinuas agudas o difusas, dependiendo del criterio de selección o de asignación al tratamiento (Van der Klaauw, 2002; Kane, 2003; Canton y Blom, 2004; Vásquez *et al.*, 2009; García, 2010a; Curs y Haper, 2012; Melguizo *et al.* (2016), Herbaut y Geven, 2019).

Este criterio de asignación, así como el diseño del programa, deben ser analizados en función de su objetivo; en este sentido existen programas de ayuda económica en los cuales se consideran únicamente las variables económicas para el acceso al mismo, mientras que otros lo conciben en función del rendimiento académico, o en su defecto una combinación de ambos criterios, los cuales vienen dados por el objetivo del tratamiento y determinan la estrategia de identificación.

Los mayores impactos recogidos en la literatura se registran en programas que consideran el rendimiento académico como uno de los criterios y no solamente la condición socioeconómica, tal es el caso de los estudios de Van der Klaauw (2002), Steiner y Wrohlich (2012) o Herbaut y Geven (2019), mientras que los análisis de Kane (2003) y Curs y Haper (2012) se centran en variables económicas.

El consenso parece indicar que al ser la deserción un proceso multifactorial, la asignación de la ayuda económica debe considerar más de un criterio para elevar la probabilidad de la permanencia, por tanto, es necesario identificar no sólo la necesidad económica sino las condiciones académicas del estudiante, a través de la conformación de un índice de asignación que en primer lugar minimice el sesgo del entrevistador y en segundo, que abarque variables socioeconómicas, familiares y de formación y rendimiento previo.

Adicionalmente, es necesario replantear el proceso de asignación, pues el criterio sólo explica el 11% de las decisiones, y buena parte de ellas dependen del entrevistador, lo que eleva el sesgo en el proceso de selección y no permitiría considerar que el índice es un buen predictor de la probabilidad de recibir el programa.

Específicamente, Swail, Redd y Perna (2003) plantean que los préstamos no parecen generar el mayor impacto en términos de retención, por lo que deben explorarse los descuentos, las becas de trabajo, las becas académicas, pues la aversión al riesgo en este tipo de estudiante limita el acceso al financiamiento. Adicionalmente, proponen la necesidad de revisar los criterios de asignación de las ayudas.

Además, la literatura exhorta sobre la necesidad no sólo de apoyar con descuentos sobre la matrícula, sino de ampliar las posibilidades de apoyo económico a través de la cobertura de gastos de manutención, libros o alojamiento, en caso de ser necesario. Esto es corroborado a través de algunos resultados obtenidos a partir de los cuales, al menos localmente, para el tamaño de banda menor (+/- 5 puntos) podría existir un efecto causal solamente en el nivel de tratamiento de 25% de exoneración sobre la deserción temprana y tardía de la carrera y de la universidad, y sobre el egreso, pero no en los niveles de exoneración superiores, porque allí las necesidades económicas son mayores y requieren de programas que cubran todos los gastos asociados al proceso formativo.

De esta forma, al analizar el programa de apoyo económico, su diseño y los criterios de asignación, se evidencia que el apoyo no cubre la totalidad de la matrícula, ni mucho menos otros gastos relacionados, y adicionalmente el índice de asignación está centrado en considerar el nivel económico del estudiante y su familia, excluyendo otras variables predictoras del desempeño académico, lo cual podría explicar la baja tasa de impacto local que genera.

Es de resaltar que la investigación desarrollada se hizo con base en el Programa de Ayuda Económica



ofrecido por la UCAB para la cohorte 2010 – 2011, referida anteriormente. En la actualidad, esta institución de educación superior privada venezolana ofrece el Programa de Apoyo Económico, que se ha ido ampliando, en primer lugar al “Programa Pensión Proporcional y Financiamiento Educativo”, que tiene como objetivo cubrir parte del costo total de la matrícula del estudiante sujeto del mismo y así éste pueda comenzar/continuar sus estudios.

Asimismo, los estudiantes interesados cuentan con otras ayudas como los programas: Beca Trabajo, Cooperador Estudiantil, Apoyo Integral Estudiantil, Andrés Bello, entre otros, cuya finalidad común es dar apoyo económico a los estudiantes durante su proceso de formación académica.

Conclusión

Siendo el objetivo de la investigación determinar la causalidad entre el programa de apoyo económico y el proceso de abandono, fue necesario el empleo de una metodología que permita garantizar la causalidad y aislar el impacto del resto de las variables explicativas, lo cual podría explicar el efecto marginal y local del tratamiento, de manera similar a lo reportado en la literatura.

A diferencia de otras metodologías de evaluación de impacto, ésta elimina el sesgo de selección que podría presentarse, por ejemplo, en la de emparejamiento, y se adecúa a la estrategia de identificación, pues hay estudiantes tratados por encima y por debajo del punto de corte, en el sentido que sólo determina la probabilidad de recibir el tratamiento. En tal sentido, el diseño de regresiones discontinuas no pretende sustituir metodologías empleadas en otros estudios cuyos objetivos son diferentes, como la estimación de la probabilidad del abandono, los modelos de duración o función de supervivencia (Vásquez *et al.*, 2009), ni tampoco a las empleadas para identificar sus determinantes, ya sean individuales o

institucionales, y por tanto, sus conclusiones no son extensivas a toda la población, sino sólo son válidas alrededor del umbral o punto de corte, lo que genera resultados que permiten analizar sólo el entorno local a ese umbral.

La diferencia entre asignar 45% y 50% de descuento parece que no genera diferencias, cuando se tiene que, a pesar de recibir el mayor descuento, el estudiante tendría que trabajar y destinar todo su ingreso a cubrir la diferencia de los costos directos de educarse. A medida que los estudiantes reciben un mayor porcentaje de descuento la tendencia indica que la deserción va en aumento. Al igual que en la deserción temprana, los menores niveles de deserción se registran en los estudiantes de ingresos medios (30% de descuento).

En términos de egreso, si bien los más necesitados son los que muestran los peores desempeños, se tendría que cuestionar si pudieran estar en la universidad sin el apoyo económico. Por ello, si bien los resultados no son los esperados, sin la ayuda económica probablemente no hubieran tenido acceso al sistema educativo universitario o en todo caso a la educación privada.

La reducción de 1% de la deserción temprana para la cohorte de estudio conformada por 947 estudiantes beneficiarios, implica que nueve estudiantes pudieron culminar al menos un año de carrera, con todo lo que ello genera: más competencias adquiridas, más experiencia, más relaciones y un cúmulo de conocimientos adicionales.

Si se evalúa en términos de la deserción tardía, cinco estudiantes se mantuvieron al menos tres años en la carrera, con lo cual no cabe duda de que en algún grado la experiencia de la vida universitaria les permite adquirir herramientas adicionales para su inserción en el mercado laboral, que posiblemente no adquirirían si no hubieran contado con el apoyo económico del programa. ■

Referencias

- Angrist, Joshua y Victor Lavy (1999), "Using maimonides rule to estimate the effect of class size on scholastic achievement", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 114, núm. 2, pp. 577-579, DOI: <https://doi.org/10.1162/003355399556061>
- Angrist, Joshua y Jörn-Steffen Pischke (2009), *Mostly harmless econometrics*, Oxford, Princeton University Press, DOI: <https://doi.org/10.1515/9781400829828>.
- Bernal, Raquel y Ximena Peña (2011), *Guía práctica para la evaluación de impacto*, Bogotá, Ediciones Uniandes.
- Brito, Aurora y Alexandra Zambrano (2005), *Estudio de procesos administrativos de la Oficina de Cooperación Económica (OCE)*, Caracas, Universidad Católica Andrés Bello.
- Carneiro, Pedro y James Heckman (2002), "The evidence on credit constraints in post-secondary schooling", *The Economic Journal*, vol. 112, núm. 482, pp. 705-734, DOI: <https://doi.org/10.1111/1468-0297.00075>
- Canton, Erik y Andreas Blom (2004), "Can student loans improve accessibility to higher education and student performance?", *World Bank Policy Research Working Paper*, núm. 3425, pp. 1-46 <<https://ssrn.com/abstract=625303>>.
- Curs, Bradley y Casandra Harper (2012), "Financial aid and first-year Collegiate GPA: a regression discontinuity approach", *The Review of Higher Education*, vol. 35, núm. 4, pp. 627-649, DOI: <https://doi.org/10.1353/rhe.2012.0040>
- García, Luis (2010a), *Econometría de evaluación de impacto*, Lima, Pontificia Universidad Católica del Perú.
- García, Luis (2010b), *The Impact of student loans on educational attainment: The case of a program at the Pontifical Catholic University of Peru*, Lima, Pontificia Universidad Católica del Perú.
- Hahn, Jinyong, Petra Todd y Wilbert Van der Klaauw (2001), "Identification and estimation of treatment effects with a regression-discontinuity design", *Econometrica*, vol. 69, núm. 1, pp. 201-209.
- Herbaut, Estelle y Koen Geven (2019), "What works to reduce inequalities in higher education? A systematic review of the (quasi-)experimental literature on outreach and financial aid", *World Bank Policy Research Working Paper*, núm. 8802 <<https://ssrn.com/abstract=3364697>>.
- Hernández, Patricia (2019). "Desempeño académico y Curso de Iniciación Universitaria: un análisis de regresiones discontinuas", *Revista Métodos Cuantitativos para la Economía y la Empresa*, vol. 27, pp. 207-234.
- Herzog, Serge (2007), "Estimating the influence of financial aid on student retention: A discrete-choice propensity score-matching model", *Education Working Paper Archive* <<https://files.eric.ed.gov/fulltext/ED508960.pdf>>.
- Imbens, Guido y Thomas Lemieux (2008), "Regression discontinuity designs: a guide to practice", *Journal of Econometrics*, vol. 142, núm. 2, pp. 615-635, DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2007.05.001>
- Kane, Thomas (2003), "A quasi-experimental estimate of the impact of financial aid on college-going", *National Bureau of Economics Research Working*, paper núm. 9703, DOI: <https://doi.org/10.3386/w9703>.
- Lee, David y Thomas Lemieux (2009), "Regression discontinuity designs in economics", *Journal of Economic Literature*, vol. 48, núm. 2, pp. 281-355, DOI: <https://doi.org/10.1257/jel.48.2.281>.
- Lopera, Carolina (2008), *Determinantes de la deserción universitaria en la Facultad de Economía de la Universidad del Rosario*, Argentina, Universidad del Rosario.
- Núñez, Javier e Isabel Millán (2002), "¿Pueden mejorar su PAA los alumnos de escasos recursos? Evidencia experimental", *Cuadernos de Economía*, vol. 39, núm. 116, pp. 5-25, DOI: <http://dx.doi.org/10.4067/S0717-68212002011600001>.
- Melguizo, Tatiana, Fabio Sánchez y Tatiana Velasco (2016), "Credit for low-income students and access to and academic performance in higher education in Colombia: a regression discontinuity approach", *World Development*, vol. 80, pp. 61-77, DOI: <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2015.11.018>.



- Pineda, Clelia (2010), *La voz del estudiante: el éxito de programas de retención universitaria*, Bogotá, Universidad de La Sabana.
- Ramírez, Gabriel (2007), “Los modelos de financiación de las instituciones de educación superior en Alemania”, *Foro de Educación*, vol. 5, núm. 9, pp. 239-266.
- Singell, Larry (2001), “Come and stay a while: does financial aid effect enrollment and retention at large public university?”, *Economics of Education Review*, vol. 23, núm. 5, pp. 459-471, DOI: <https://doi.org/10.1016/j.econedurev.2003.10.006>.
- Steiner, Viktor y Katharina Wrohlich (2012), “Financial aid and enrollment into higher education: new evidence from Germany”, *DIW Berlin Discussion*, paper núm. 805, DOI: <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1424922>.
- Swail, Watson, Kenneth Redd y Laura Perna (2003), *Retaining minority students in higher education: a framework for success*, San Francisco, Association for the Study of Higher Education.
- Van Der Klaauw, Wilbert (2002). “Estimating the effect of financial aid offers on college enrollment: a regression-discontinuity approach”, *International Economic Review*, vol. 43, núm. 4, pp. 1249-1287, DOI: <https://doi.org/10.1111/1468-2354.t01-1-00055>.
- Van Der Klaauw, Wilbert (1997), *A regression-discontinuity evaluation of the effect of financial aid offers on colleges enrollment*, Nueva York, New York University.
- Vásquez, Gonzalo (2019), *Extrapolation in multiple-cutoff regression discontinuity designs*, Argentina, Universidad de San Andrés.
- Vásquez, Johana, Karoll Gómez, Santiago Gallón y Elkin Castaño (2009), “Estrategias de las instituciones de educación superior para disminuir la deserción estudiantil”, en Ministerio de Educación de la República de Colombia (eds.), *Deserción estudiantil en la educación superior colombiana*, Bogotá, pp. 109-134.

Cómo citar este artículo:

Hernández-Medina, Patricia y Gabriel Ramírez-Torres (2022), “Evaluación de impacto del financiamiento educativo en una universidad de Venezuela. Un análisis de regresiones discontinuas sobre la deserción y la graduación”, *Revista Iberoamericana de Educación Superior (RIES)*, vol. XIII, núm. 37, pp. 63-82, DOI: <https://doi.org/10.22201/iisue.20072872e.2022.37.1304> [Consulta: fecha de última consulta].