



UNIVERSIDAD DE  
COSTA RICA

**iiCE**  
Instituto de Investigaciones en  
Ciencias Económicas



# **EVALUACIÓN DE IMPACTO**

## **PROGRAMA DE BECAS PARA ESTUDIO A CARGO DEL FONDO NACIONAL DE BECAS**

**INVESTIGADORES:**

**Catherine Mata  
Carmen Sánchez  
Juan Diego Trejos**

Febrero, 2016

Ciudad Universitaria Rodrigo Facio

**Contenido**

Introducción ..... 3

Antecedentes ..... 4

Metodología ..... 8

    Fuentes y uso de datos..... 8

    Estrategias metodológicas utilizadas ..... 9

Resultados ..... 17

    Resultados de Impacto 2010-2011..... 17

    Resultados de Impacto 2014..... 21

Conclusiones y Recomendaciones ..... 26

Referencias..... 27

Anexos ..... 29

    Anexo A. Modelo Logit 2014 ..... 29

## Introducción

El Fondo de Desarrollo Social y Asignaciones Familiares (FODESAF) destinó 511.309 millones de colones a la lucha contra la pobreza en el año 2014, a través de una serie de programas en educación, vivienda, asistencia social a grupos excluidos, entre otros. De estos, y como parte de los programas en educación ejecutados principalmente por el Instituto Mixto de Ayuda Social (IMAS), el Fondo Nacional de Becas (FONABE) y el Ministerio de Educación Pública (MEP), destacan las transferencias monetarias para estudiantes de primaria (FONABE) y secundaria (Avancemos, IMAS). Ambos programas buscan combatir, principalmente, la deserción estudiantil.

En esta ocasión, el análisis se centra en el programa de becas de estudio para estudiantes de primaria, ejecutado por el FONABE. Este programa adquirió mayor relevancia, en términos monetarios y de número de beneficiarios, cuando las becas de secundaria fueron trasladadas al IMAS en 2009, sin traspasar los recursos del FONABE (Trejos, 2013). Particularmente, este estudio busca medir el impacto que tiene el programa sobre su población beneficiaria.

Los objetivos principales del programa de becas de primaria del FONABE son evitar la deserción y el rezago escolar en este nivel educativo, entre los niños pertenecientes a hogares en condición de pobreza, medida por ingreso. Es por tanto, sobre estas variables que se plantea la medición de impacto para evaluar los efectos que el programa tiene en su población beneficiaria.

Para evaluar este impacto se utilizan técnicas econométricas de corte cuasi-experimental, que permiten comparar los resultados de los beneficiarios con sus pares no beneficiarios. Es decir, se comparan individuos similares cuya diferencia más importante es recibir o no la beca. De esta forma, se busca aislar el efecto que tiene la beca sobre las variables de interés: deserción y rezago.

El principal resultado de este estudio es que no se encuentra evidencia estadística de un impacto positivo de las becas en primaria sobre la asistencia y la disminución del rezago escolar en los beneficiarios del FONABE, en contraposición a sus pares no beneficiarios. Un resultado que puede estar explicado por la realidad costarricense, en donde según datos del Ministerio de Educación Pública, el 100% de la población en edad de asistir a primaria, entra al sistema educativo, de acuerdo a las tasas de incorporación y de escolaridad, y cuyas tasas de deserción son de aproximadamente 2%. Contrario a secundaria, donde las tasas de deserción pueden llegar a niveles superiores al 22% en algunos niveles y la repitencia, que provoca el posterior rezago, es también un fenómeno importante, pues se encuentran niveles como sétimo donde hasta 13,3% de sus estudiantes eran repitentes en 2012 (Mata y Hernández, 2013). Las transferencias del FONABE tampoco logran disminuir significativamente los niveles nacionales de pobreza y una parte importante de ellas no está dirigida a hogares pobres (42% de filtraciones en primaria)

Este informe está organizado en cuatro partes principales, posteriores a esta introducción. En la primera sección se presentan algunos de los antecedentes que explican el programa de becas ejecutado por el FONABE. Posteriormente, se explica la metodología y los datos utilizados para medir el impacto y en el siguiente apartado se muestran los resultados. La cuarta parte concluye.

## Antecedentes

En Economía como en otros campos del conocimiento, parece existir consenso en cuanto a la educación como herramienta de movilidad social. Entendiendo movilidad social no solo como el mejoramiento de ingresos de una generación a otra, sino también como el mejoramiento de las capacidades para comprender el mundo, tomar de decisiones informadas, ser más productivo en el trabajo y otra serie de rendimientos a largo plazo, producto de mejores niveles de educación.

Así, la educación se convierte en una inversión familiar que busca (y logra) romper con los círculos o trampas de pobreza. Además, es también conocida como generadora de externalidades positivas, entre las que destacan la disminución en los índices de delitos y violencia de las comunidades, interés por el cuidado del medioambiente, mejoramiento de las condiciones de salubridad, aumento de la participación política y mejoramiento en el control político, entre otras. (Giménez, 2005)

Sin embargo, son justamente los hogares más pobres los que enfrentan mayores dificultades para invertir en educación. En Costa Rica, *"los hogares y la población con insuficiencia de ingresos se ha caracterizado por presentar, en relación a los no pobres, mayor grado de dependencia económica, mayor cantidad de miembros y de niños, menor calificación para el mercado laboral, tasas de desempleo más altas, mayor probabilidad de jefatura femenina, y más alta participación en actividades primarias, secundarias y de cuenta propia"* (Sánchez, 2015). Son estos mismos hogares cuyos miembros tienen además menor nivel de estudios. En promedio existe una diferencia de cuatro años de educación entre los jefes de los hogares que no son pobres ni vulnerables y los de los hogares en pobreza extrema (Sauma y Trejos, 2014).

El país ha hecho esfuerzos por mantener a los niños y jóvenes en las aulas, a través de diversas políticas tanto universales como selectivas. Sin embargo, declarar la educación primaria obligatoria y gratuita, así como dedicarle alrededor del 2% del PIB cada año (sin tomar en cuenta incentivos para la educación), no es suficiente para retener a los jóvenes de menos recursos siempre. Por ello, los gobiernos han recurrido a políticas como los comedores escolares, el transporte de estudiantes y las becas para estudio, como incentivos a la educación para las personas de menos recursos.

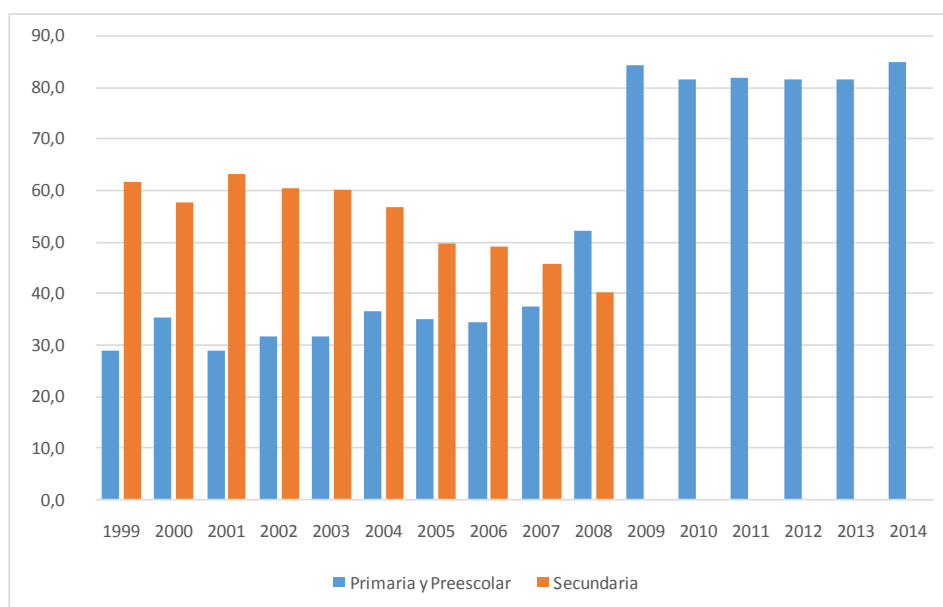
El programa de becas para estudio existe en Costa Rica desde 1997, cuando se aprobó la Ley 7658 "Creación del Fondo Nacional de Becas y su reglamento". Sin embargo, es a partir de 1999 cuando oficialmente se inician las labores del FONABE. En 2004, se amplía la cobertura del FONABE para incluir también becas para post-secundaria. (FONABE, s.f.)

En 2006 se crean las transferencias monetarias condicionadas (TMC) Avancemos, con el fin de aumentar el ingreso familiar de los hogares pobres con estudiantes de secundaria y así evitar su desertión del sistema educativo. En ese mismo año el plan piloto fue ejecutado por el IMAS, aunque de 2007 a 2008 fue ejecutado conjuntamente entre el FONABE y el IMAS. En 2009 el apoyo financiero a estudiantes de secundaria pasa a manos del IMAS en su totalidad, por lo que el

FONABE se concentra en los niveles de primaria y en menor medida en post-secundaria y estudiantes en condiciones especiales<sup>1</sup>.

De esta forma, como se muestra en el gráfico 1, las becas para estudio del FONABE se crean como un programa de apoyo a los estudiantes de secundaria mayoritariamente. Desde 1999 hasta 2006 eran el 50% o más del total de las becas entregadas. Sin embargo, a partir de la puesta en marcha de Avancemos y su posterior traslado a manos del IMAS, el FONABE destinó sus recursos a la primaria. Desde 2009 las becas para primaria representan más del 80% del total de becas entregadas por el FONABE. Los recursos por su parte, como se nota en el gráfico 2, no se vieron mermados con el traslado de competencias al IMAS, lo que permitió el aumento significativo en el número de becas para primaria, que crecieron de 2009 a 2014 en un 289%.

Gráfico 1  
**Porcentaje de becas de FONABE para primaria, preescolar y secundaria**



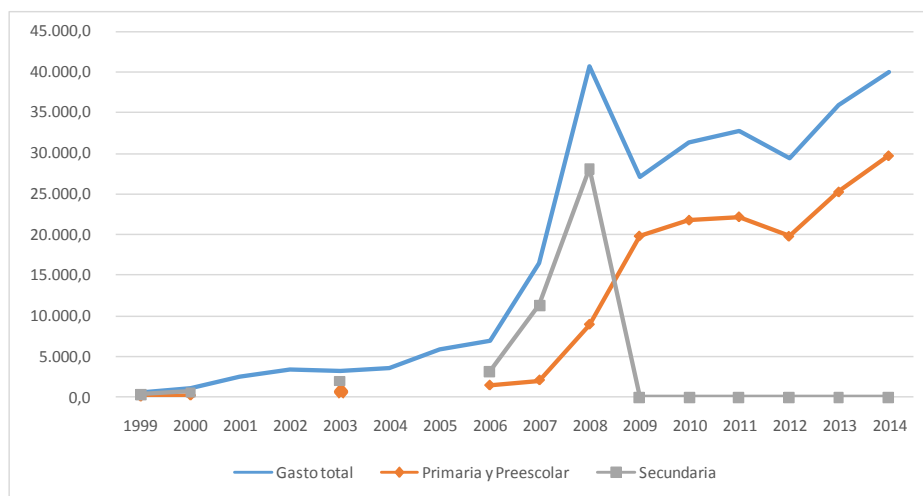
Fuente: elaboración propia con base en las liquidaciones presupuestarias, los informes de gestión e información suministrada por FONABE.

Sin embargo, desde antes de la creación del FONABE y hasta la actualidad, el mayor problema para lograr retener a los estudiantes en las aulas se da a nivel de secundaria. Según datos del Ministerio de Educación Pública, la tasa bruta de incorporación a primer grado es del 100%, es decir, los niños están entrando a la primaria. La deserción en primaria es mucho menor que en secundaria, mientras que en primaria oscila alrededor del 2% de acuerdo al año, en secundaria este porcentaje fluctúa alrededor de 14%, siendo mayor en algunos niveles como séptimo y décimo. Más del 90%

<sup>1</sup> Estudiantes padres o madres adolescentes, con necesidades educativas especiales, residentes en zonas indígenas, cursando educación abierta, privados de libertad o en conflicto social, afectados por desastres naturales o incorporados al mercado de trabajo. También existe becas para transporte de estudiantes.

de los estudiantes aprueban los diferentes grados de primaria, mientras que la tasa de aprobación disminuye en los niveles de secundaria. La promoción en primaria es mayor al 90%, mientras que en secundaria no llega al 80%. El coeficiente de desgranamiento indica que menos del 20% no está terminando la primaria dentro del número de años regular; mientras que en secundaria este porcentaje es de entre 40% y 60%, en III ciclo y educación diversificada respectivamente. (MEP, s.f.).

Gráfico 2  
**Gasto en los programas de becas del FONABE**  
*Millones de colones corrientes*



Fuente: elaboración propia con base en las liquidaciones presupuestarias, los informes de gestión e información suministrada por FONABE.

Si bien la información surgida de los registros administrativos muestra una cobertura universal y un alto logro en primaria, ello no significa que no haya diferencias según el estrato socioeconómico del hogar. Al utilizar las encuestas de hogares de Instituto Nacional de Estadística y Censos (INEC) se obtiene que el logro educativo de los escolares de hogares con menores recursos es más bajo aunque ha mejorado en las dos últimas décadas. Además se encuentra que los recursos del hogar no son la única causa explicativa del logro alcanzado, aunque si es una de las principales (Trejos y Murillo, 2012)

Por otra parte, las transferencias de las becas de primaria son pequeñas para representar un aumento significativo en los ingresos del hogar, que logre revertir su condición de pobreza. Como se muestra en el cuadro 1, utilizando la Encuesta Nacional de Hogares (ENAH) del INEC, aun contemplando todas las transferencias del FONABE a los hogares en 2014, sin distinción del tipo de beca, estas no logran revertir la tasa de pobreza más que en 0,2 puntos porcentuales. Logran una reducción de la pobreza, tanto en pobres extremos como no extremos, de 0,1 puntos

porcentuales. Además, en 2014 y con el uso de la información de la ENAHO del INEC, se encontró que alrededor del 42% de los beneficiarios de FONABE en primaria no eran pobres por ingreso (Mata, 2015).

Cuadro 1  
Efecto en la pobreza de los hogares de las transferencias recibidas del FONABE en 2014

Ingreso \ Pobreza	Tasa pobreza total	Tasa pobreza no extrema	Tasa pobreza extrema	Tasa no pobres
Ingreso Autónomo (IA)	25,4	15,6	9,8	74,6
IA + FONABE	25,3	15,6	9,7	74,7
<i>cambio respecto IA (pp)</i>	-0,2	-0,1	-0,1	0,2

Fuente: Elaboración propia con datos de la ENAHO 2014, INEC.

Por todo esto, es necesaria una evaluación de las políticas sociales que son menos recientes, pues a la luz de los cambios en la sociedad costarricense, sus objetivos y su efectividad deben ser revisados. La inercia, de acuerdo a Banerjee y Duflo (2011) es una de las tres I's (ideología, ignorancia e inercia) que frecuentemente explican por qué las políticas sociales fallan y no generan los resultados deseados.

## Metodología

En esta sección se describe la fuente de los datos empleados y el tratamiento que se le dio a estos. Así mismo, se describen las metodologías estadísticas y econométricas utilizadas para estimar el impacto del programa de becas sobre una serie de variables de interés.

Se detalla formalmente el uso conjunto de dos metodologías -*PSM* y *Diferencia en Diferencias*- que permiten mejorar la precisión de la medida del impacto, aunque para ello se requiere contar con datos de panel. Por este motivo, se utiliza el panel 2010-2011 y se aplican ambas metodologías, pero posteriormente, con datos de la ENAHO 2014 se estima el impacto del programa utilizando solamente el método de *Propensity-Score Matching*.

Siendo el 2009 el año de reforma del FODESAF, el 2010 se considera un buen año base para evaluar el impacto de sus programas. Además, es también el período en que las competencias del FONABE en materia de becas para secundaria, se trasladan al IMAS quien asume desde el 2009 la ejecución de las transferencias monetarias condicionadas (TMC) Avancemos para secundaria<sup>2</sup>. Por su parte, el 2014 muestra una fotografía más reciente del programa de becas y en él se aproxima también su impacto.

El análisis se concentra entonces, en las becas de primaria otorgadas por el FONABE, pues constituyen su fuerte de ejecución en esos años. Y se busca medir su impacto sobre la asistencia de los niños a la escuela y el rezago de los mismos, pues constituyen los objetivos primordiales del programa.

## Fuentes y uso de datos

Se utilizan dos fuentes de datos principalmente, los registros administrativos y las encuestas de hogares. Del FONABE, a través de la Dirección de Desarrollo Social y Asignaciones Familiares (DESAF), se obtienen los informes de ejecución de becas de cada año. Además, se utilizan las Encuestas Nacionales de Hogares (ENAHO) elaboradas por el Instituto Nacional de Estadística y Censos (INEC) de los años 2010, 2011 y 2014.

Los datos administrativos sirven como fuente de datos e información descriptiva, de lo que ha sido la ejecución del programa en los últimos años y los cambios sufridos en el mismo período. Brinda información sobre el total de becas entregadas, así como el volumen de recursos movilizados cada año. El detalle de esta información fue presentada en la sección anterior. Sin embargo, no permite caracterizar a los beneficiarios de las becas y sus familias. Más aún, no permite por sí sola una evaluación de impacto, pues es necesario tener un grupo de control (no beneficiarios) que no es parte de la información administrativa de los programas.

---

<sup>2</sup> También ese año se inician las Encuestas Nacionales de Hogares (ENAHO), que vienen a sustituir las Encuesta de Hogares de Propósitos Múltiples (EHPM) por lo que no es posible comparar para atrás del 2010.



Por esto último, se recurre a las encuestas de hogares, como fuente de información para la evaluación de impacto propiamente. La encuesta permite identificar a los beneficiarios de las becas del FONABE y sus familias. Así mismo, brinda información sobre una serie de variables socioeconómicas de sus hogares y variables laborales, de ingreso y educativas sobre las cuales se espera medir algún impacto de las becas.

Además, las encuestas de hogares permiten tener un grupo de niños con características similares a los beneficiarios de las becas, pero que no han sido foco de atención del FONABE y que sirven como grupo de control para la evaluación de impacto. Sobre la metodología utilizada para estas encuestas se detalla a continuación.

## Estrategias metodológicas utilizadas

Dentro de la literatura de evaluación de impacto se distingue entre aquellas evaluaciones experimentales y no experimentales. Las primeras son evaluaciones que se diseñan junto al programa y se ejecutan con él, en donde el grupo de beneficiarios del programa y el grupo de los potenciales beneficiarios que no reciben el programa (grupo de control) se crean de forma aleatoria. Esa aleatorización permite, en términos generales, que las diferencias en resultados de los grupos se puedan atribuir al programa (causalidad).

Sin embargo, dado que el programa de becas no es un programa nuevo en Costa Rica y su diseño no incorporó su evaluación de impacto, se debe recurrir a metodologías no experimentales. Dentro de estas metodologías, que varían por su idoneidad de acuerdo al formato del programa y a la estructura de los datos disponibles, destacan los métodos de *Propensity-Score Matching* y *Diferencias en Diferencias*.

El método de *Propensity-Score Matching* (PSM), es parte de una metodología más amplia de *matching* o *emparejamiento* en donde se establece un grupo de control para aquel grupo tratado que no fue seleccionado aleatoriamente. Para llevar a cabo ese emparejamiento, se establece un vector de características X del grupo tratado y se buscan individuos dentro del grupo no tratado que tengan las mismas características. Este segundo grupo es el grupo de control creado y contra el cual se comparan los resultados de los tratados. Este método requiere de dos supuestos principalmente: que haya traslape entre las características de los grupos y que el valor potencial del resultado condicionado en las X sea independiente de si se le asigna o no el tratamiento al individuo<sup>3</sup>.

Este vector de variables X que servirá para determinar dos grupos "iguales", cuya única diferencia será el tratamiento recibido o no, se establece justamente con las variables antes del tratamiento, cuando se tienen datos de panel, ya que aún no han sido afectadas por este. Si no se cuenta con datos de panel, se escogen variables que determinen la probabilidad de recibir el tratamiento, pero que no estén correlacionadas con la variable de resultado. En todo caso, es difícil encontrar

---

<sup>3</sup> Es decir, después de controlar por X, las observaciones que se trataron y las que no se trataron tienen la misma esperanza del resultado si se hubieran tratado o si no se hubieran tratado.

dos individuos que compartan similitudes en toda una serie de variables. Por esta razón, se recurre al *Propensity-Score Matching*.

El *propensity-score* (PS) es un valor numérico entre cero y uno, que resume la probabilidad de ser parte del programa, con base en todas las características observadas de los individuos de ambas muestras, tanto los tratados como los no tratados. De acuerdo a Gertler y otros (2011), para que las estimaciones del impacto de un programa, a través de métodos observacionales, sean externamente válidas, todas las unidades tratadas deben poder empatarse exitosamente con una unidad no tratada. Sin embargo, es posible que no haya área de traslape entre ambas poblaciones en los extremos de la distribución de sus PS. Por lo que las unidades con un PS muy cercano a 1 no pueden ser empatados con ninguna de las unidades no tratadas. Intuitivamente, las unidades con alta probabilidad de estar en el programa son muy diferentes a las unidades no tratadas por lo que no se puede encontrar un buen empate para ellas.

Con el PSM se construye un grupo estadísticamente comparable basado en un modelo de probabilidad de participar en el tratamiento T condicional a las características observables X, es decir, el *propensity score* se define como  $P(X)=Pr(T=1|X)$ . Como lo han demostrado Rosenbaum y Rubin (1983), bajo ciertos supuestos, hacer el emparejamiento en  $P(X)$  es tan bueno como hacerlo en X. Los supuestos necesarios para la identificación del efecto del programa son: a) independencia condicional (es decir, los factores no observables no afectan la participación) y b) considerable traslape del PS entre las muestras de participantes y no participantes (Khandker, Koolwasl y Samad 2010).

Si se tiene una buena base de datos antes del programa esto ayudará a cumplir con el supuesto de independencia condicional permitiendo controlar por tantas variables observables que estén afectando la participación en el programa (asumiendo que la selección no observada es limitada).

El supuesto de traslape asegura que las observaciones tratadas tienen observaciones comparables cercanas en la distribución del PS. Solo en esta área de traslape se puede inferir acerca de causalidad. Algunas pruebas de balance se llevan a cabo para comprobar la riqueza de tal área de traslape.

Algunas unidades no tratadas deberán ser sacadas de la muestra para asegurar la comparabilidad. Sin embargo, en algunas ocasiones las unidades tratadas también deberán sacarse de la muestra si no existen unidades similares contra las cuales compararlas (Ravallion 2008). Esta última situación es más problemática porque puede crear un posible sesgo de muestra en el efecto del tratamiento.

Si los datos utilizados son de corte transversal, entonces el efecto del tratamiento sobre los tratados se define como:

$$ATT_{PSM} = E_{P(X)|T=1}\{E[Y^T|T = 1, P(X)] - E[Y^C|T = 0, P(X)]\}$$

Si, por otra parte, los datos utilizados son de panel, entonces el efecto del tratamiento sobre los tratados se define como:

$$ATT_{PSM} = \frac{1}{N_T} \left[ \sum_{i \in T} Y_i^T - \sum_{j \in C} \omega(i, j) Y_j^C \right]$$

Para aplicar el método, según Khandker, Koolwasl y Samad (2010), se llevan a cabo 3 pasos esenciales: la estimación de un modelo de participación en el programa, la definición de la región de traslape y las pruebas de balance, y finalmente, el *matching* entre participantes y no participantes.

Para calcular el efecto del tratamiento lo primero que debe hacerse es calcular el *propensity score*  $P(X)$  sobre la base de todas las variables  $X$  observables que afectan la participación en el programa y los resultados esperados. Para este cálculo se estima un modelo probabilístico de participación en el programa, ya sea un logit o probit. Ambos modelos generan la misma información y pueden usarse indistintamente. En este estudio se utilizó el logit, pues tanto su matemática como su interpretación es más sencilla que un probit y aportan la misma información.

Para estimar ambos modelos de probabilidad, primero se unen las muestras de los participantes ( $T=1$ ) y los no participantes ( $T=0$ ), para proceder a estimar la participación  $T$  con base en todas las variables  $X$  que se cree determinan la participación en el programa. Esta probabilidad  $T$  es estimada a través de un modelo logit, modelo de probabilidad con respuesta binaria.

Después de haber estimado la ecuación de participación en el programa, se tienen los valores predichos de  $T$ , para todos los individuos, este es el PS o probabilidad de participar en el programa,  $\hat{P}(X|T = 1) = \hat{P}(X)$ .

De acuerdo a Heckman, Ichimura y Todd (1997), el sesgo en el programa de las estimaciones de PSM puede ser bajo tomando en cuenta tres previsiones: primero, si es posible, utilizar la misma fuente de datos, la misma encuesta, tanto para la muestra de participantes como la muestra de no participantes; de esta forma se asegura que las variables  $X$  fueron medidas bajo los mismos parámetros y significan lo mismo en ambas muestras. Segundo, tener una muestra representativa, tanto en el grupo de los participantes como en el grupo de los no participantes, puede mejorar la precisión del PSM; inclusive, entre más grande sea la muestra de los no participantes más se facilitará el *matching*.

En todo caso, incluir demasiadas variables en la ecuación de participación también debe evitarse; una sobre-especificación del modelo puede llevar a errores estándar mayores para el PS estimado  $\hat{P}(X)$  y a una predicción perfecta de participación para muchos hogares ( $\hat{P}(X) = 1$ ).

El segundo paso en el método del *matching*, es definir la región de traslape y las pruebas de balance. Al obtener un PS para cada una de las observaciones, tanto las participantes como las no participantes, se obtienen también sus correspondientes distribuciones del PS. Existirá un área en donde estas dos distribuciones se traslapen, es decir, un área común entre ambas. Las

observaciones que no se encuentren dentro de esta área de traslape deberán ser retiradas de la muestra a utilizar. El sesgo de muestra o de selección puede ocurrir, si las observaciones no tratadas que son expulsadas de la muestra son sistemáticamente diferentes de las observaciones tratadas que se conservan en la muestra, en términos de las características observadas; estas diferencias deben ser monitoreadas de manera cuidadosa en aras de interpretar correctamente el efecto del tratamiento.

Algunas pruebas de balance se ejecutan en cada uno de los cuantiles de la distribución del PS, para verificar si el promedio del PS es igual a la media de X. El balance implica que las distribuciones de ambos grupos, tratados y no tratados, son similares. Formalmente se necesita verificar que  $\hat{P}(X|T = 1) = \hat{P}(X|T = 0)$ .

Por último, se lleva a cabo el *matching* entre participantes y no participantes. Existen diferentes métodos para emparejar estos individuos con base en el PS estimado. Esto conlleva calcular un *peso* para cada emparejamiento entre tratado y no tratado. La escogencia de la técnica de *matching* puede afectar la estimación del impacto del programa de acuerdo a los pesos asignados. Las técnicas más usadas o conocidas son las siguientes: *matching* con el vecino más cercano, *matching* dentro de un *caliper* o radio, *matching* por estratificación o intervalos, *matching* por *kernel* y regresión lineal local, *matching* de diferencias en diferencias.

El *matching* puede llevarse a cabo mediante varias de estas técnicas, para evaluar la robustez del efecto del programa que se obtenga. Una vez realizado el *matching*, el impacto promedio del tratamiento se obtiene mediante la diferencia promedio en la variable de resultado de ambas muestras, tratados y no tratados, en la región de traslape, utilizando como pesos el PS para las unidades de comparación.

El método de *matching* sólo puede ser llevado a cabo con base en características observables; por definición, no se pueden incorporar características no observables en el cálculo del PS. Por esta razón “cuando están disponibles los datos de la línea basal, el *matching* basado en las características generales de dicha línea basal puede ser muy útil combinado con otras técnicas, por ejemplo, diferencia en diferencias, que representa el invariante en el tiempo, la heterogeneidad no observada. *Matching* es incluso más útil cuando la regla de asignación del programa es conocida, en cuyo caso el *matching* se puede llevar a cabo sobre esa regla” (Gertler, y otros 2011: p.115). Por esta razón, se considera que el PSM más la técnica de *Diferencia en Diferencias*, logra simular una situación en la cual el tratamiento se hubiese asignado de forma aleatoria.

El método de *Diferencia en Diferencias* utiliza generalmente datos de panel, aunque no exclusivamente<sup>4</sup>, y combinado con el método de *matching*, puede resolver los problemas derivados del sesgo de selección. Supone que la heterogeneidad no observada está presente, pero que se mantiene invariante en el tiempo y no correlacionada con el tratamiento.

---

<sup>4</sup> Ver (Duflo 2000) y (Bérgolo y Cruces 2011).

Formalmente, el indicador de tratamiento es definido como  $D_i$ , en el caso de un tratamiento binario  $D_i = 1$  si el individuo  $i$  recibe el tratamiento y 0 el caso contrario. Las variables de resultados se definen como  $Y_i(D_i)$  para cada individuo  $i = 1, \dots, N$ , donde  $N$  es la población total.  $Y_i(1)$  es la variable de resultado si el individuo  $i$  es tratado y  $Y_i(0)$  si el individuo no es tratado.

El efecto de tratamiento o impacto del programa para un individuo  $i$  se puede escribir como:

$$\tau_i = Y_i(1) - Y_i(0)$$

Este impacto del programa se refiere a un momento dado en el tiempo, cuyo resultado observado se puede escribir como:

$$Y_i = D_i Y_i(1) + (1 - D_i) Y_i(0) = \begin{cases} Y_i(1) & \text{si } D_i = 1 \\ Y_i(0) & \text{si } D_i = 0 \end{cases}$$

Debido a que uno de los resultados de la ecuación no es observable para cada individuo  $i$ , no es posible observar el efecto individual del tratamiento  $\tau_i$ . Por esto el análisis se debe concentrar en el impacto promedio del programa en la población.

En caso que el alcance del programa no sea universal sino que está disponible para un subconjunto de la población, se debe utilizar un estimador que únicamente promedie el efecto sobre la población elegible o el impacto promedio del programa sobre los tratados (ATT)<sup>5</sup>:

$$\tau_{ATT} = E(\tau_i | D_i = 1) = E[Y_i(1) | D_i = 1] - E[Y_i(0) | D_i = 1]$$

En este caso,  $E[Y_i(1) | D_i = 1]$  es el valor esperado de la variable de resultado en el grupo de tratamiento en presencia del tratamiento y  $E[Y_i(0) | D_i = 1]$  es el resultado contrafactual o valor esperado de la variable de resultado en el grupo de tratamiento en ausencia del tratamiento. Este último es el resultado hipotético que no se observa en la realidad y por tanto no queda registrado en los datos.

El ATT está dado por:

$$\tau_{ATT} = E[Y_i(1) | D_i = 1] - E[Y_i(0) | D_i = 1]$$

$$\tau_{ATT} + E[Y_i(1) | D_i = 1] = E[Y_i(0) | D_i = 1]$$

Restando  $E[Y_i(0) | D_i = 0]$  a ambos lados de la ecuación se obtiene que:

$$\tau_{ATT} + E[Y_i(1) | D_i = 1] - E[Y_i(0) | D_i = 0] = E[Y_i(0) | D_i = 1] - E[Y_i(0) | D_i = 0]$$

Donde el lado derecho de la ecuación es la diferencia entre el promedio de la variable de resultado de los participantes y el promedio de la variable de resultado de los no participantes. Es decir, se puede utilizar  $E[Y_i(0) | D_i = 0]$  como aproximación del contrafactual  $E[Y_i(0) | D_i = 1]$ , lo que permite recuperar el  $\tau_{ATT}$  si y sólo si:

---

<sup>5</sup>Average treatment on the treated, que se refiere al efecto promedio del tratamiento sobre los tratados.

$$E[Y_i(0)|D_i = 1] - E[Y_i(0)|D_i = 0] = 0$$

Esta condición implica que la variable de resultado en ausencia del programa debería ser idéntica para el grupo de individuos tratados y para el grupo de control. Si se cumple este supuesto que indica que el valor promedio de la variable de resultado en ausencia del programa es idéntico para el grupo de individuos tratados y no tratados, el efecto del programa está dado por:

$$\tau_{ATT} = E[Y_i(1)|D_i = 1] - E[Y_i(0)|D_i = 0]$$

Y el estimador estaría dado por:

$$\tau_{ATT} = (\bar{Y}|D = 1) - (\bar{Y}|D = 0)$$

Donde  $(\bar{Y}|D)$  es el promedio muestral de la variable de resultado dado el estatus de participación  $D$ . Esta comparación de medias se puede interpretar en la siguiente regresión:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 D_i + u_i$$

Donde  $Y_i$  es la variable de resultado para el individuo  $i$ ,  $D$  es una variable binaria o *dummy* que toma el valor de 1 si el individuo participa en el programa y de 0 si el individuo es elegible pero no participa, y  $u_i$  es el término de error de la regresión que contiene las variables observadas y no observadas del individuo  $i$ , sin contar  $D_i$ , que afectan la variable de resultado. Si el supuesto se cumple, no existe correlación entre la participación del individuo y las características contenidas en  $u_i$ , ya que el supuesto indica que los individuos participantes son idénticos a los individuos no participantes. Es decir, la participación de los individuos es completamente independiente de las características de los mismos y por tanto  $E[Y_i(0)|D_i = 0]$  es una aproximación adecuada del contrafactual  $E[Y_i(0)|D_i = 1]$ , lo que formalmente significa que:

$$E(u_i|D_i) = 0$$

Lo anterior se conoce como el supuesto de independencia condicional e indica que conocer  $D_i$  no añade información adicional acerca de  $u_i$ . Esto lleva a que el estimador de  $\beta_1$  por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) sea consistente<sup>6</sup> e insesgado<sup>7</sup>.

El parámetro  $\beta_1$  se interpreta como el efecto del programa o la diferencia de medias de la variable de resultado entre el grupo de tratamiento y el grupo de control, por lo que se obtiene:

$$E[Y_i(1)|D_i = 1] = E(\beta_0 + \beta_1 + u_i|D_i = 1) = \beta_0 + \beta_1 + E(u_i|D_i = 1) = \beta_0 + \beta_1$$

$$E[Y_i(0)|D_i = 0] = E(\beta_0 + u_i|D_i = 0) = \beta_0 + E(u_i|D_i = 0) = \beta_0$$

Debido a que  $E(u_i|D_i) = 0$

<sup>6</sup> El estimador de  $\beta_1$  por MCO,  $\hat{\beta}_1$ , converge en probabilidad a  $\beta_1$ . Es decir, el límite del estimador a medida que aumenta el tamaño de muestra es exactamente el parámetro que se va a estimar.

<sup>7</sup> El valor esperado del estimador de MCO es igual al valor del parámetro que se va a estimar, es decir,  $E(\hat{\beta}_1) = \beta_1$ , independientemente del tamaño de la muestra.

Entonces:

$$\tau_{ATT} = E[Y_i(1)|D_i = 1] - E[Y_i(0)|D_i = 0] = (\beta_0 + \beta_1) - \beta_0 = \beta_1$$

El estimador de MCO de  $\beta_1$  estaría dado por:

$$\hat{\beta}_1 = (\bar{Y}|D = 1) - (\bar{Y}|D = 0)$$

La metodología de diferencia en diferencias incluye comparaciones antes-y-después y comparaciones entre los que están o no están en el programa. La primera diferencia de este procedimiento es la diferencia antes-y-después de los resultados para los grupos, comparando cada grupo con sí mismo y controlado por factores de ese grupo que son constantes en el tiempo. La segunda diferencia pretende controlar los factores que se dejaron de lado en la primera diferencia que varían a través del tiempo, es decir, se mide el cambio antes-y-después en las variables para un grupo que no participó en el programa pero que fue expuesto a las mismas condiciones ambientales.

Si se define  $t = 1$  como el periodo anterior a la implementación del programa y  $t = 2$  el periodo posterior a la implementación del tratamiento,  $Y_1$  como la observación de  $Y$  en el periodo anterior al experimento y  $Y_2$  igual pero para el periodo después del tratamiento; y la condición  $D$  indica si la observación corresponde a un individuo del grupo de tratamiento  $D = 1$  o al grupo de control  $D = 0$ . Entonces, el impacto del programa por el método de diferencia en diferencias estaría dado por:

$$\tau_{dif-en-difs} = [E(Y_2|D = 1) - E(Y_1|D = 1)] - [E(Y_2|D = 0) - E(Y_1|D = 0)]$$

Por lo tanto, el estimador estaría dado por el análogo muestral de la ecuación anterior, es decir:

$$\hat{\tau}_{dif-en-difs} = [(\bar{Y}_2|D = 1) - (\bar{Y}_1|D = 1)] - [(\bar{Y}_2|D = 0) - (\bar{Y}_1|D = 0)]$$

Donde  $\bar{Y}_t|D$  es el promedio muestral de  $Y$  en el periodo  $t$  en el grupo  $D$ . El estimador se puede reescribir de la siguiente manera:

$$\hat{\tau}_{dif-en-difs} = (\Delta\bar{Y}|D = 1) - (\Delta\bar{Y}|D = 0)$$

Donde  $\Delta\bar{Y}|D$  es el cambio promedio de  $Y$  en el periodo  $t = 2$  y el periodo  $t = 1$  en el grupo  $D$ .

El estimador de diferencia en diferencias se puede obtener con base en un análisis de regresión. Si se define  $\Delta\bar{Y}_i$  como el cambio en el valor de  $Y_i$  durante el transcurso del experimento, el efecto del programa sería el coeficiente  $\beta_1$  de la siguiente ecuación:

$$Y_{it_2} - Y_{it_1} = \beta_0 + \beta_1 D_1 + (u_{it_2} - u_{it_1})$$

$$\Delta Y_i = \beta_0 + \beta_1 D_1 + v_i$$

Tomando la expectativa condicional se obtiene que:

$$E(\Delta Y|D = 1) = \beta_0 + \beta_1 + E(v|D = 1) = \beta_0 + \beta_1$$

$$E(\Delta Y|D = 0) = \beta_0 + E(v|D = 0) = \beta_0$$

Donde la última igualdad en ambas ecuaciones se obtiene por el supuesto de independencia condicional  $E(u_i|D_i) = 0$ .

Entonces:

$$E(\Delta Y|D = 1) - E(\Delta Y|D = 0) = (\beta_0 + \beta_1) - \beta_0 = \beta_1$$

$$\tau_{dif-en-dif} = \beta_1$$

El estimador de  $\beta_1$  por MCO ( $\hat{\beta}_1$ ) corresponde al estimador de diferencia en diferencias y es insesgado si  $E(v_i|D_i) = 0$ .



## Resultados

En esta sección se muestran los resultados de medir el impacto de las becas de primaria del FONABE, sobre la asistencia y el rezago escolar. Particularmente, se mide el impacto sobre ambas variables con los datos del panel 2010-2011 de la ENAHO y una aproximación más reciente se hace con datos de la ENAHO 2014 para la variable de asistencia escolar.

### Resultados de Impacto 2010-2011

Utilizando las encuestas de hogares de 2010 y 2011 se crea un panel que permite darle seguimiento a los mismos individuos en los dos años. Dado que en ambos años se encuentran beneficiarios del FONABE, potenciales beneficiarios y otras personas que no podrían serlo, la muestra se restringe de la siguiente forma:

1. Rango de edad: de acuerdo a FONABE (2014) la edad del beneficiario para aplicar a las becas de primaria se establece en un rango de edad de 7 a 12 años o hasta 21 años cuando haya rezago escolar. Por lo tanto, la muestra se restringe a las personas de entre 7 y 21 años inclusive.
2. Nivel académico: puesto que las becas serán entregadas a niños en condición de pobreza que asisten al sistema educativo, estos deben entonces cumplir con los requisitos académicos para asistir. Es decir, la muestra se restringe a quienes aún no han aprobado sexto grado pero que sí han aprobado los niveles preescolares o algún nivel de escuela intermedio (primero hasta quinto)
3. Todos los individuos se clasifican en alguna de las siguientes condiciones: no recibieron la beca en ninguno de los dos años (controles), recibieron la beca en los dos años o al menos en el primero (no sirven) y si recibieron la beca en el segundo año pero no en el primero (tratados). Aquellos individuos que recibieron la beca en el año base o en ambos años inclusive, no sirven para efectos de evaluación de impacto y son sacados de la muestra.

Una vez que se tiene una base limpia que sirve como universo, se estima un *propensity score* que permita hacer el posterior empate o *matching* de observaciones. Con esto se busca que los individuos tratados se comparen con individuos del grupo de control, que son suficientemente similares (similitud medida por su *pscore*) y cuya diferencia primordial es la asignación de la beca.

El *propensity score* se estimó mediante un modelo logit que estima la probabilidad de haber recibido FONABE en primaria, con base en características socioeconómicas del hogar y otras características personales. Inicialmente se consideran las características personales de sexo, edad, nacionalidad y el nivel académico cursado; y características del hogar como el nivel de pobreza (pobre extremo y pobre no extremo), el ingreso antes de las becas, el ingreso autónomo (antes de todas las transferencias del estado), el tamaño del hogar, la educación de la madre y condición de jefatura femenina, así como la zona de residencia urbana o rural.

Sin embargo, no todas estas variables resultan significativas en el modelo de probabilidad. Las variables que sí resultaron significativas para explicar la probabilidad de recibir FONABE fueron:

ingreso autónomo del hogar, la edad de los niños y jóvenes de la muestra ya delimitada, la educación de la madre<sup>8</sup>, el tamaño del hogar, tres niveles educativos de asistencia (primero, segundo y sexto) y la condición de jefatura femenina. Ver cuadro 2

La regresión logit se definió como:

$$FONABE = \beta_0 + \beta_1 \text{ingreso\_autónomo} + \beta_2 \text{edad} + \beta_3 \text{educación\_madre} \\ + \beta_4 \text{tamaño\_hogar} + \beta_5 \text{primero} + \beta_6 \text{segundo} + \beta_7 \text{sexto} + \beta_8 \text{jefa\_mujer} \\ + \varepsilon$$

Cuadro 2  
Resultados logit 2010

Variable	Coficiente	Error Estándar	P>z
Ingreso autónomo en 2010	-1,11E-06 ***	2,81E-07	0,00
Edad	-0,20 ***	0,05	0,00
Educación de la madre	-0,24 ***	0,06	0,00
Tamaño del Hogar	0,13 ***	0,05	0,01
Primer grado	-1,17 ***	0,33	0,00
Segundo grado	-0,82 ***	0,28	0,00
Sexto grado	-1,35 ***	0,44	0,00
Jefe de hogar femenina	0,34 *	0,19	0,08
Constante	0,62	0,69	0,37

\*\*\*significativo al 1%, \*\*significativo al 5%, \*significativo al 10%

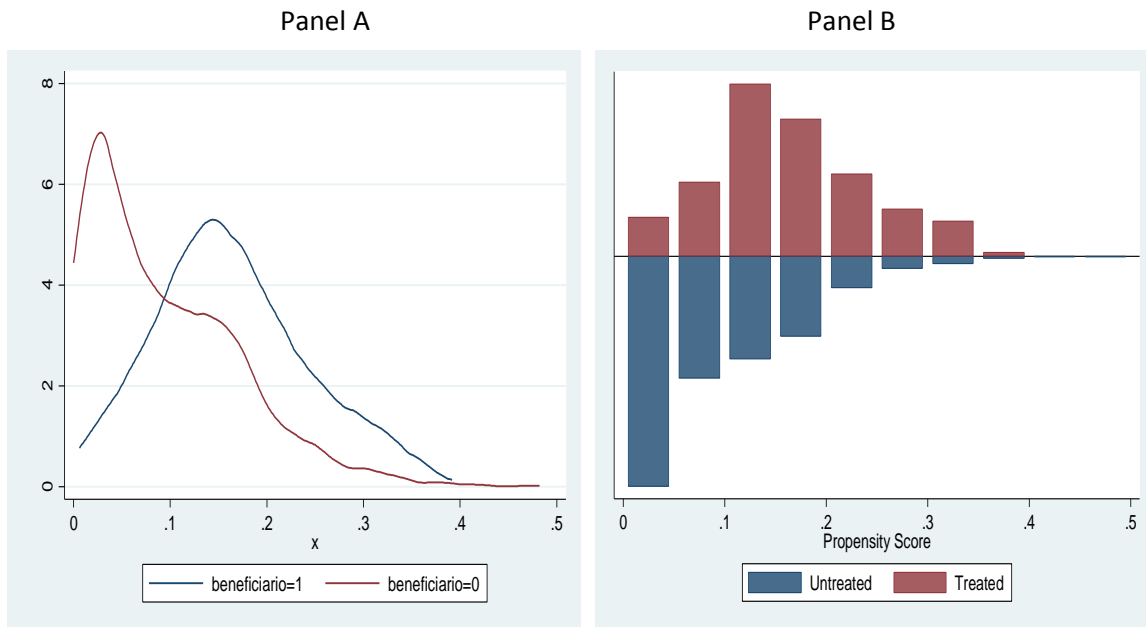
Fuente: elaboración propia con datos de las ENAHO 2010 y 2011.

Una vez que cada individuo tiene un *pscore* asociado, que indica su probabilidad de recibir FONABE, se hace el *matching*. Es decir, se empata cada individuo que recibió FONABE con un individuo que no lo haya recibido pero con un *propensity score* igual o similar. Esto permite que los grupos de personas a comparar sean similares en una serie de características y con ello, sean comparables en la variable de interés. Dicho empate se hace dentro de lo que se denomina área de traslape, que es el área en donde la distribución los *propensity score* de ambos grupos coinciden. Tradicionalmente, habrá menos variables para empatar en las colas de las distribuciones, como se explicó en la parte metodológica. Estas distribuciones se muestran en el gráfico 3.

<sup>8</sup> Técnicamente es la educación de la jefa o conyugue femenina.

Gráfico 3

Área de traslape. Propensity Score para los grupos de tratados y controles



Fuente: elaboración propia con datos de las ENAHO 2010 y 2011

Para probar que los grupos resultan similares, se hacen pruebas de balance. Estas pruebas indican si las medias de las variables son similares entre ambos grupos, tratados y controles y con esto hablan de la similitud entre ambos grupos de personas. En el cuadro 4 se pueden observar las medias de las variables de ambos grupos, antes y después de hacer el *matching* con base en sus *propensity scores*.

Los resultados después del *matching* indican que la diferencia de medias en cada variable, entre los dos grupos, no es diferente de cero. Es decir, la hipótesis nula de la prueba es que la diferencia en medias es diferente de cero. Por lo tanto, antes de hacer el *matching* esta hipótesis no se rechaza y después del *matching* dicha hipótesis se rechaza. Indicando que después del *matching* no hay una diferencia significativa entre las medias de los grupos para cada variable. Ver cuadro 3.

Cuadro 3  
Balance de los grupos tratados y controles

Variables	Matching	MEDIAS		p> t
		Tratados	Controles	
Ingreso autónomo en 2010	Antes	4,20E+05	8,30E+05	0,00
	Después	4,20E+05	4,40E+05	0,57
Edad	Antes	9,63	10,17	0,01
	Después	9,63	9,56	0,70
Educación de la madre	Antes	2,04	3,12	0,00
	Después	2,04	2,01	0,82
Tamaño del Hogar	Antes	5,29	4,92	0,00
	Después	5,29	5,5	0,34
Primer grado	Antes	0,11	0,12	0,69
	Después	0,11	0,14	0,39
Segundo grado	Antes	0,16	0,15	0,87
	Después	0,16	0,14	0,63
Sexto grado	Antes	0,04	0,17	0,00
	Después	0,04	0,04	0,78
Jefe de hogar femenina	Antes	0,35	0,27	0,04
	Después	0,35	0,36	0,81

Fuente: elaboración propia con datos de las ENAHO 2010 y 2011.

Finalmente, una vez hecho el empate entre los grupos, se utiliza esa muestra para correr las regresiones de Diferencia en Diferencias. Este método permite terminar de aislar condiciones propias de los grupos y del tiempo que pueden afectar los resultados de interés. De esta forma, los cambios en la variable de resultado se pueden adjudicar al tratamiento (tener la beca de FONABE) y no a otras circunstancias. Es decir, acá se miden efectos de causalidad.

Dado que el FONABE establece<sup>9</sup> dentro de sus objetivos de las becas de primaria, que los subsidios se entregan para ayudar a solventar los fenómenos de la deserción, el rezago y la inasistencia educativa, se busca medir el impacto sobre la asistencia y el rezago escolar de los estudiantes. Sin embargo, no se encuentra un impacto positivo y significativo del programa sobre estos resultados.

Aunque el coeficiente de impacto del programa sobre la asistencia al sistema educativo es positivo, que podría indicar que la asistencia aumenta gracias a las becas, este no resulta significativo. Es decir, no hay evidencia estadística suficiente de que el aumento en asistencia se deba al programa de becas. Igual sucede con el rezago escolar, que tampoco su coeficiente es

<sup>9</sup> Se puede consultar la ficha técnica del programa, disponible en [www.fodesaf.go.cr](http://www.fodesaf.go.cr)

significativo y no permite confirmar que las becas influyen en un aumento del rezago como su coeficiente mostraba inicialmente.

Para confirmar la robustez de estos resultados, se estiman varias regresiones además de la regresión base de Diferencias en Diferencias. Los mismos resultados se obtienen cuando se agregan variables de control y efectos fijos, que debieran aislar características particulares de los individuos que puedan influir el resultado.

Por lo tanto, como se muestra en el cuadro 4, no se encuentran impactos positivos en asistencia y rezago, asociados al programa de becas para primaria en el año 2011. En la siguiente sección, y utilizando una metodología ligeramente diferente, se estima el impacto en asistencia de las becas en 2014, para mostrar resultados más recientes.

Cuadro 4  
**Resultado del Impacto del FONABE en Primario 2010-2011**

Regresión	Impacto	Error Estándar	P> t
<b>Variable de Resultado: Asistencia</b>			
Diferencia en Diferencias (DD)	0,002	0,017	0,926
DD + variables de control	0,003	0,015	0,851
DD + variables de control + efectos Fijos	-2,43E-31	5,94E-24	1,000
<b>Variable de Resultado: Rezago Escolar</b>			
Diferencia en Diferencias (DD)	0,045	0,075	0,547
DD + variables de control	0,047	0,055	0,392
DD + efectos fijos	0,041	0,038	0,278
DD + variables de control + efectos Fijos	0,043	0,036	0,227

Fuente: elaboración propia con datos de las ENAHO 2010 y 2011.

## Resultados de Impacto 2014

Se mide el impacto de las becas educativas de FONABE en la asistencia escolar para el año 2014, utilizando los datos de la ENAHO del mismo año. La muestra se restringe nuevamente a personas de entre 7 y 21 años de edad inclusive y que no hayan finalizado la educación primaria, de acuerdo a los parámetros establecidos por el FONABE.

Además, la muestra está compuesta únicamente por quienes hayan recibido la beca de FONABE o por las personas que no hayan recibido esa ni ninguna otra transferencia del Estado. Se hizo de esta forma para obtener el impacto promedio neto de las becas de FONABE solamente y que los resultados no estuviesen sesgados por la presencia de otras ayudas sociales. La muestra utilizada está compuesta por 3.622 personas, cuya caracterización se presenta en el cuadro 5.

Cuadro 5  
**Características de los individuos de la muestra empleada 2014**

Variable	En total muestra	En muestra que recibe beca	En muestra que no recibe beca
Migrantes externos (porcentaje)	3,04	0,32	3,99
Zona urbana (porcentaje)	44,37	28,48	49,94
Sexo masculino (porcentaje)	51,74	50,40	52,18
Jefe casado o en unión libre (porcentaje)	72,56	73,11	72,36
Edad (promedio)	9,80	10,33	9,62
Total personas en el hogar (promedio)	4,79	4,84	4,77
Total mujeres en el hogar (promedio)	2,49	2,50	2,48
Total menores de 12 años en el hogar (promedio)	1,67	1,63	1,68
Total de menores de 12 años (porcentaje)	92,93	91,71	93,36
Escolaridad jefe de hogar (promedio)	7,38	5,95	7,89
Personas que reciben beca FONABE (porcentaje)	25,98	-	-
Personas en situación de pobreza (porcentaje)	40,01	53,35	35,32

Nota: las tasas o valores promedio de las variables podrían diferir si se expanden los valores.

Fuente: Elaboración propia con datos de ENAHO 2014

Se analizó el efecto del tratamiento (recibir la beca de FONABE) sobre un grupo de individuos de la muestra, a partir de su comparación con un grupo de control. El grupo de control es definido como un conjunto de individuos que no recibieron el tratamiento pero que son similares a los tratados en una serie de características observables.

Al comparar individuos similares, la diferencia entre la probabilidad de asistir a la educación primaria dado que recibió el tratamiento y esta probabilidad cuando no se recibe el tratamiento, refleja el impacto de la beca de FONABE en la asistencia escolar. De esta forma, se identifica si

como consecuencia de contar con dicha transferencia social un individuo aumenta la probabilidad de participación en el sistema educativo formal.

Para hacer esta comparación se estimó el *propensity score*, cuyo valor entre cero y uno, según Rosembaum y Rubin (1984), resume la probabilidad de recibir un tratamiento dado un conjunto de características anteriores al mismo. Este valor refleja la similitud de los individuos y por ende es la base para realizar el posterior *matching* o emparejamiento.

El *propensity score* fue estimado con un modelo binomial logit, a través de un conjunto de variables explicativas que pudieran estar relacionadas con la probabilidad de recibir el tratamiento y que a la vez permitieran emparejar las observaciones tratadas con las de control. Estas variables independientes inicialmente utilizadas buscan ser una caracterización del individuo y se dividen en tres categorías, a saber:

- Características personales tales como sexo, zona, edad, año al que asiste en el sistema educativo, condición migratoria.
- Características de la vivienda como disponibilidad de servicios básicos, estado físico de la vivienda, tenencia de vivienda, metros cuadrados de construcción de la vivienda, acceso a internet.
- Características del hogar tales como cantidad de personas en el hogar (hombres, niños, mujeres), educación del jefe y de su compañero, sexo del jefe de hogar, ingreso autónomo.

El detalle de cada una de las variables utilizadas se encuentra en el Anexo A, cuadro A.1. Aunque inicialmente todas estas variables fueron utilizadas como controles en la regresión, la mayoría de ellas resultaron no ser significativas<sup>10</sup> para definir la probabilidad de recibir el tratamiento. En aras de lograr un mejor ajuste en la regresión<sup>11</sup> se descartaron algunas de ellas, incluyendo en el modelo únicamente las que resultaban significativas. De esta forma, la ecuación logística utilizada para la estimación del *propensity score* se definió como:

$$FONABE = \beta_0 + \beta_1 Zona + \beta_2 Condición migratoria + \beta_3 Educación compañero + \beta_4 Tercero + \beta_5 Cuarto + \beta_6 Quinto + \beta_7 Sexto + \beta_8 Ingreso autónomo + \varepsilon$$

Los resultados muestran una relación positiva entre la probabilidad de recibir el tratamiento y estar inscrito en tercero, cuarto, quinto y sexto año de primaria. Por otro lado, la relación es inversa si se pertenece a la zona urbana, si se es migrante externo, así como cuando se

---

<sup>10</sup> Para determinar si una variable es significativa se utilizó el *p value*, el cual indica la probabilidad de equivocarse al rechazar la hipótesis nula

<sup>11</sup> El ajuste de la regresión fue basado en el criterio de información de Akaike (AIC), el criterio de información de bayesiano Schwarz (BIC) y el R cuadrado (R2)

incrementan los años de escolaridad del compañero del jefe de hogar y conforme incrementa el ingreso autónomo. Estos resultados se muestran en el cuadro 6. Cabe destacar que el modelo estimado cuenta con significancia conjunta de las variables, al obtener un *p value* conjunto igual a cero. Además, no se presentan problemas de multicolinealidad en ninguna de las variables.

Cuadro 6  
Estimación del modelo Logit para la educación secundaria

Variable	Coefficiente	Error Estándar	P>Z
Zona	-0,61***	0,11	0,000
Condición migratoria	-2,56***	0,60	0,000
Educación compañero	-0,05***	0,02	0,001
Tercero	0,58***	0,16	0,000
Cuarto	0,91***	0,16	0,000
Quinto	1,16***	0,15	0,000
Sexto	1,37***	0,15	0,000
Ingreso autónomo	-1.32e-06***	1.32e-07	0,000
Prob > chi2		0,0000***	
PSEUDO R <sup>2</sup>		0,1631	
Región de soporte común		[0,00501955, 0,72292371]	

Nota: \*\*\* significativa al 1%, \*\*significativa al 5%, \* significativa al 10%.  
Fuente: Elaboración propia con base en la ENAHO 2013.

Una vez estimado el *pscore* para cada una de las observaciones, se realiza el emparejamiento o *matching* entre las unidades tratadas y las de control, para de esta manera realizar la comparación entre dichas observaciones y estimar el efecto promedio de tratamiento sobre los tratados (ATT). Para que los resultados de esta comparación sean consistentes, se debe cumplir con dos condiciones necesarias: la propiedad de balance y la existencia de una región de traslape o soporte común. Ambas condiciones fueron explicadas en la sección metodológica y acá se destaca su cumplimiento para los datos de 2014.

Para realizar el *matching* y la estimación del impacto promedio se acude a los algoritmos del *matching* con el vecino más cercano y el *matching* por estratificación, siempre dentro del área de soporte común. El algoritmo del vecino más cercano compara el resultado que obtiene cada individuo tratado con el individuo de control cuyo *pscore* sea el más cercano. Se calcula la diferencia entre cada par de unidades emparejadas en la variable que nos interesa medir y, finalmente, se obtiene el impacto sobre la asistencia como el promedio de todas estas diferencias (Ordaz, 2009). Por su parte, en el *matching* por estratificación se divide el rango de la variación del puntaje de probabilidad en intervalos, de forma tal que, dentro de cada uno, las unidades de control y tratamiento tengan en promedio el *pscore*. En este caso, el impacto del programa es el



promedio ponderado del impacto de todos los intervalos. El ponderador que se utiliza es el porcentaje de tratados dentro de cada intervalo (Ordaz, 2009).

Utilizando ambos algoritmos, los resultados obtenidos muestran un impacto nulo de las becas de FONABE en la probabilidad de asistir a la educación escolar formal. Al analizar la población objetivo de las becas de FONABE dentro de la muestra utilizada en el análisis se encuentra que la totalidad de personas asisten a la educación formal, independientemente de si reciben o no la transferencia económica.

Cuadro 7  
**ATT Impacto promedio de las becas de FONABE en la asistencia escolar**

Método	ATT
Vecino más cercano	0
Estratificación	0
Promedio	0

Fuente: Elaboración propia con datos de la ENAHO 2014

## Conclusiones y Recomendaciones

Los principales objetivos del programa de becas de primaria del FONABE son evitar, entre los niños pertenecientes a hogares con insuficiencia de ingreso, la deserción escolar y el rezago en este nivel educativo. Sin embargo, por medio del análisis realizado no se encontró evidencia estadística de un impacto positivo en la asistencia y la disminución del rezago escolar, en los beneficiarios del programa en comparación a sus pares no beneficiarios.

Estos resultados indican que aún en ausencia de la beca, los niños asisten a la escuela. Por ello, el programan no muestra un impacto asociado en el tema de asistencia escolar. Como tampoco induce ningún cambio en los niveles de rezago escolar.

Con el traspaso al IMAS de las becas de educación secundaria en 2009, los recursos dirigidos en FONABE a las becas de educación primaria experimentaron un incremento importante, representando en 2014 más del 80% del total de becas entregadas. Es decir, el FONABE está destinando la mayor proporción de sus recursos en un subprograma que no muestra impacto, al menos, en los principales objetivos de la institución ni logra revertir la pobreza de las familias beneficiarias.

Por lo tanto, se considera que las autoridades deben valorar el redireccionamiento de los recursos hacia programas donde se demuestre no solo su necesidad de financiamiento, sino también su capacidad de impacto en los objetivos buscados. Es importante repensar este tipo de programas y la utilidad de los recursos invertidos en ellos. De esta forma, se podría aumentar la inversión en recursos y poblaciones que requieren intervención. Por ejemplo, si el mayor problema de deserción se da en secundaria, y aún se tiene población objetivo sin cubrir, financiar los programas que sean efectivos evitando la deserción en este nivel.

Finalmente, este es un primer paso en la dirección de la toma de decisiones de política social, basado en análisis objetivos de la pertinencia e impacto de los programas. Debe analizarse a la luz de toda la información sobre procesos y resultados que puedan complementar un análisis integral del programa de becas del FONABE.

## Referencias

Banerjee, Abhijit y Esthe Duflo. 2011. *Poor Economics. A radical rethinking of the way to fight global poverty*. New York, United States.

Bérgolo, Marcelo y Guillermo Cruces. 2011. *Labor informality and the incentive effects of social security: Evidence from a health reform in Uruguay*. Universidad Nacional de La Plata: CEDLAS.

Duflo, Esther 2000. *Schooling and labor market consequences of school construction in Indonesia: evidence from an unusual policy experiment*. NBER Working Paper Series, Cambridge, Massachusetts: National Bureau of Economic Research.

FONABE. s.f. *Fondo Nacional de Becas*. Tomado de: <http://www.FONABE.go.cr/FONABE/Conozcanos/Historia/Paginas/Principal.aspx>

FONABE. 2014. *Ficha Técnica Programa de Becas Estudiantiles 2014. Fondo de Desarrollo Social y Asignaciones Familiares*. Tomado de: <http://fodesaf.go.cr/programas%20sociales/archivos%20programacion%20anual/fichas%20y%20cronogramas/2014/fichas/Ficha%20descriptiva%20FONABE%202014.pdf>

Gertler, Paul, Sebastián Martínez, Patrick Premand, Laura Rawlings, y Christel Vermeersch. 2011. *Impact Evaluation in Practice*. Washington, DC: The World Bank.

Heckman, James, Hidehiko Ichimura y Petra Todd. 1997. *Matching as an Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluation a Job Training Programe*. Review of Economic Studies 64. Oxford University Press, Review of Economic Studies.

Mata, Catherine y Karla Hernández. 2013. *Evaluación de Impacto de Transferencias Monetarias Condicionadas en Costa Rica: Programa Avancemos*. Tesis de Licenciatura. Costa Rica: Universidad de Costa Rica.

Mata, Catherine. 2015. *Efecto Real y Potencial del FODESAF en el Combate a la Pobreza*. Costa Rica: Vigésimo Primer Informe Estado de la Nación en Desarrollo Humano Sostenible

MEP. s.f. *Indicadores*. Costa Rica: Ministerio de Educación Pública (MEP). Dirección de Planificación Institucional. Departamento de Análisis Estadístico 2012. Gobierno de Costa Rica. Tomado de: [http://www.mep.go.cr/indicadores\\_edu/indice\\_indicadores.html](http://www.mep.go.cr/indicadores_edu/indice_indicadores.html)

Khandker, Shahidur, Gayatri Koolwasl, y Hussain Samad. 2010. *Handbook on Impact Evaluation. Quantitative Methods and Practices*. Washington, D.C.: The World Bank.

Ordaz, Juan Luis. 2009. *México: impacto de la educación en la pobreza rural*. México D. F. , México: Serie Estudios y Perspectivas 105. Sede Subregional de la CEPAL en México. Centro de Estudios para América Latina.

Ravallion, Martin. 2008. *Evaluating Anti-Poverty Programs*. Vol. 4, de *Handbook of Development Economics*, de Paul Schultz y John Strauss. Amsterdam: North-Holland.

Rosenbaum, Paul y Donald Rubin. 1983. *The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects*. *Biometrika* 70, nº 1: 41-55.

Sánchez, Carmen. 2015. *Evaluación de impacto de la educación sobre la pobreza en Costa Rica (un análisis para educación secundaria y post-secundaria)*. Costa Rica: Revista de Ciencias Económicas 33-nº2. Tomado de: <http://www.revistas.ucr.ac.cr/index.php/economicas/article/view/22608/22785>

Sauma, Pablo y Juan Diego Trejos. 2014. *Reducir la pobreza en Costa Rica es posible. Propuestas para la acción*. Costa Rica: Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo Costa Rica. Serie Cuadernos de Desarrollo Humano. PNUD

Trejos, Juan Diego y Dagoberto Murillo. 2012. *El índice de oportunidades educativas: un indicador resumen de la equidad en la educación*. Ponencia preparada para el Cuarto Informe del Estado de la Educación. Tomado de: [http://www.estadonacion.or.cr/files/biblioteca\\_virtual/educacion/004/trejos-y-murillo-indice-oportunidades.pdf](http://www.estadonacion.or.cr/files/biblioteca_virtual/educacion/004/trejos-y-murillo-indice-oportunidades.pdf)

Trejos, Juan Diego. 2013. *La Inversión Social Pública en el 2013: fuerte recuperación pese al desequilibrio fiscal*. Costa Rica: Vigésimo informe Estado de la Nación en Desarrollo Humano Sostenible.

## Anexos

### Anexo A. Modelo Logit 2014

Cuadro A.1

#### Variables utilizadas

#### Evaluación de impacto de las becas educativas (FONABE) en la asistencia escolar 2014

Nombre de variable	Valores por asumir
Sexo	1:Hombre 0:Mujer
Zona	1:Urbano 0:Rural
Edad	Variable continua
Primero	1: Asiste a primero 0: Otro
Segundo	1: Asiste a segundo 0: Otro
Tercero	1: Asiste a tercero 0: Otro
Cuarto	1: Asiste a cuarto 0: Otro
Quinto	1: Asiste a quinto 0: Otro
Sexto	1: Asiste a sexto 0: Otro
Condición migratoria	1: Migrante externo 0: No migrante
ServiciosBa _nodisp	1: No dispones de servicios básicos 0: otro
ServiciosBa_deficientes	1:Dispone de servicios básicos deficientes 0: Otro
ServiciosBa _óptimos	1: Dispone de servicios básicos óptimos

	0: Otro
EstadoViv_malo	1: Sí 0: No
EstadoViv_regular	1: Sí 0: No
EstadoViv_bueno	1: Sí 0: No
Cielo raso	1: Sí 0: No
Vivienda no propia	1: No propia 0: Propia
Vivienda propia	1: Propia 0: No propia
Menos30 m2	1: Sí 0: otro
30a40 m2	1: Sí 0: otro
41a60m2	1: Sí 0: otro
61a100m2	1: Sí 0: otro
101a150m2	1: Sí 0: otro
Internet	1: Cuenta con internet en el hogar 0: No cuenta con internet en el hogar
Ingreso autónomo	Continua Corresponde al ingreso antes de las transferencias del gobierno. Es decir, es el ingreso total bruto del hogar menos total de transferencias que se reciben en el hogar. Cabe resaltar que como en la muestra se eliminan las personas que reciben

	otras ayudas diferentes a FONABE, entonces ese ingreso autónomo corresponde al ingreso total bruto del hogar menos FONABE.
Total personas	Variable continua
Total mujeres	Variable continua
Total menores 12 años	Variable continua
Sexo jefe	1: Hombre 0: Mujer
Educación jefe	Variable continua Muestra los años de escolaridad del jefe de hogar
Educación compañero	Variable continua Muestra los años de escolaridad del compañero del jefe de hogar
Jefe casado	1: Casado 0: Otro Se toman como casadas las personas que están casadas o se encuentran en unión libre
Jefe separado	1: Separado 0: Otro Se toman como separados las personas separadas o divorciadas de su conyugue.
Jefe viudo	1: Viudo 0: Otro
FONABE	1 : Recibe beca de FONABE 0 : Ninguna
Asistencia	1: Asiste a primaria 0: No asiste a primaria