



**AgEcon** SEARCH  
RESEARCH IN AGRICULTURAL & APPLIED ECONOMICS

*The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library*

**This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.**

**Help ensure our sustainability.**

Give to AgEcon Search

AgEcon Search

<http://ageconsearch.umn.edu>

[aesearch@umn.edu](mailto:aesearch@umn.edu)

*Papers downloaded from **AgEcon Search** may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.*

*No endorsement of AgEcon Search or its fundraising activities by the author(s) of the following work or their employer(s) is intended or implied.*





Documento de Investigación 61

## **Impacto del programa Juntos sobre nutrición temprana\***

**Miguel Jaramillo Baanante\*\*\***

**Alan Sánchez\*\***

\* El estudio que dio lugar a la presente publicación fue realizado en colaboración entre investigadores del Grupo de Análisis para el Desarrollo (GRADE) y del Banco Central de Reserva del Perú. Miguel Jaramillo participó gracias a una beca otorgada a investigadores senior por Think Tank Initiative a través de GRADE. Los autores expresan su agradecimiento a Nikita Céspedes, Marcos Agurto, César Calvo y a los participantes del Encuentro de Economistas 2011 (Banco Central de Reserva del Perú) por sus valiosos comentarios a versiones previas de este documento. Asimismo, agradecen a Marco Pariguana por su excelente labor como asistente de investigación. Las opiniones aquí expresadas no reflejan necesariamente la posición del Banco Central de Reserva del Perú. Todo error subsistente es de responsabilidad exclusiva de los autores.

\*\* Sub-Gerencia de Investigación Económica, Banco Central de Reserva del Perú.

\*\*\* Grupo de Análisis para el Desarrollo (GRADE).

La serie Documento de Investigación continúa el legado de los consolidados documentos de trabajo que el Grupo de Análisis para el Desarrollo (GRADE) viene publicando desde 1988. Con un nombre y diseño renovados, estas publicaciones reanudan la labor de sus predecesoras de difundir oportunamente los resultados de los estudios que realizan sus investigadores. En concordancia con los objetivos de GRADE, su propósito es suscitar un intercambio con otros miembros de la comunidad científica que permita enriquecer el producto final de la investigación, de modo que esta llegue a aprobar sólidos criterios técnicos para el proceso político de toma de decisiones.

Las opiniones y recomendaciones vertidas en estos documentos son responsabilidad de sus autores y no representan necesariamente los puntos de vista de GRADE ni de las instituciones auspiciadoras.

Esta publicación se llevó a cabo con la ayuda de una subvención del Centro Internacional de Investigaciones para el Desarrollo, Canadá, bajo la Iniciativa Think Tank.

Lima, diciembre del 2011

Impreso en Perú

700 ejemplares

© Grupo de Análisis para el Desarrollo, GRADE

Av. Grau 915, Barranco, Lima, Perú

Teléfono: 247-9988

Fax: 247-1854

[www.grade.org.pe](http://www.grade.org.pe)

Hecho el Depósito Legal en la Biblioteca Nacional del Perú: 2012-00492

ISBN: 978-9972-615-59-7

Directora de Investigación: Lorena Alcázar

Asistente de edición: Paula Pino V.

Diseño de carátula: Elena González

Diagramación e impresión: Impresiones y Ediciones Arteta E.I.R.L.

Cajamarca 239 C , Barranco, Lima, Perú. Teléfono: 247-4305 / 265-5146

CENDOC / GRADE

SÁNCHEZ, Alan; JARAMILLO BAANANTE, Miguel

Impacto del programa Juntos sobre nutrición temprana / Alan Sánchez y Miguel Jaramillo Baanante. – Lima: GRADE, 2011.

(Documento de Investigación, 61).

EVALUACIÓN DE PROGRAMAS; PROGRAMAS SOCIALES;  
PROGRAMA JUNTOS; NUTRICIÓN; SALUD INFANTIL; PERÚ

# Índice

Resumen	7
Introducción	9
1. Características del programa Juntos	15
2. Datos y definiciones	19
3. El problema de identificación	23
4. Metodología empírica	27
4.1. Emparejamiento	28
4.2. Efectos fijos	29
5. Resultados	31
5.1. Emparejamiento	31
5.2. Efectos fijos	37
6. Conclusiones y posibles extensiones	39
Referencias bibliográficas	41
Apéndices	43
Apéndice A	43
Apéndice B	44
Apéndice C	46



## RESUMEN

Una extensa literatura sugiere que inversiones en etapas tempranas del ciclo de vida tienen implicancias de largo plazo sobre el capital humano acumulado, lo que a su vez tiene efectos sobre el rendimiento de los individuos en el mercado laboral. En este trabajo se explora el impacto del programa de transferencias condicionadas Juntos sobre el estado nutricional de niños menores de 5 años. Con dicho fin, se aplican dos metodologías: (a) emparejamiento de hogares en base a características observables y doble-diferencia con emparejamiento; y, (b) estimaciones con efectos fijos distritales y maternos. Los resultados hallados sugieren que el programa habría reducido la incidencia de desnutrición crónica extrema. Asimismo, condicionado a estar afiliado al programa, se detecta efectos positivos según el tiempo de exposición al programa para aquellos niños nacidos en hogares con madres relativamente bien educadas.



## INTRODUCCIÓN

Los programas de transferencias condicionadas otorgan dinero a familias clasificadas como pobres bajo la condición que estas lleven a cabo una serie de inversiones pre-especificadas en el capital humano de los hijos. Luego de la exitosa experiencia de los programas *Oportunidades* en zonas rurales de México y *Bolsa Escola* en Brasil a fines de los 90s, este tipo de programa se ha convertido en una de las principales estrategias de lucha contra la pobreza, particularmente en América Latina. Aunque mixta, la evidencia internacional sugiere que este tipo de programas tiene un efecto positivo sobre el estado nutricional temprano (Guabloche y Sánchez, 2011; Fizbein y Schady, 2009). Esto es importante no sólo por se sino también debido a los vínculos entre nutrición temprana y productividad laboral. Por ejemplo, en el caso del programa *Oportunidades*, Fizbein y Schady calculan que, debido al vínculo entre nutrición temprana, logro educativo y salarios en la etapa adulta (Alderman et al, 2006; Maluccio et al, 2009; Strauss y Thomas, 2008), cada año de exposición al programa tiene como resultado salarios que son 1,6% mayores en comparación a hogares similares no beneficiados.

En Perú, desde fines de 2005 el programa Juntos brinda transferencias monetarias condicionadas a hogares ubicados en distritos pobres del país. A 2010, había alrededor de 420 mil hogares beneficiados. El programa otorga el equivalente a 100 soles mensuales a condición que las familias cumplan una serie de condicionalidades relacionadas a la asistencia a los establecimientos de salud para atención integral en salud y nutrición de niños menores de 5 años; asistencia escolar

de niños de 6 a 14 años; controles de salud para madres gestantes; asimismo, desde 2009 se procura que todos los beneficiarios de Juntos estén afiliados al Seguro Integral de Salud.

Perova y Vakis (2009) encuentran que Juntos habría tenido un efecto sobre resultados intermedios: reducción en pobreza monetaria, incremento en acceso a servicio de educación y salud y mayor gasto en alimentos. Ellos basan su evaluación en el uso de técnicas de emparejamiento (*propensity score matching*), comparando hogares beneficiados por Juntos con hogares de distritos no seleccionados por el programa pero similares según un conjunto de características observables a los hogares beneficiados<sup>1</sup>.

¿Tiene Juntos un efecto sobre resultados finales de salud y nutrición? El presente trabajo evalúa el impacto del programa sobre estado nutricional, un resultado final, en lugar de sobre sus condicionalidades. Si bien Perova y Vakis exploraron el impacto nutricional de Juntos, no encontrando evidencia de que tal impacto haya ocurrido, su análisis se realizó con datos a 2007, lo que deja un espacio de tiempo muy reducido entre el periodo de inicio del programa (más del 50% de distritos elegidos recién fueron atendidos a partir de 2007; 86% a partir de 2006) y el momento de la evaluación<sup>2</sup>. Este es un aspecto especialmente sensible si se trata de evaluar el impacto del programa sobre resultados finales.

Hallar un efecto sobre resultados finales implicaría que el programa podría tener efectos de largo plazo sobre los miembros más jóvenes de la población beneficiada. Por ejemplo, evidencia de otros países muestra que los programas de transferencias condicionadas de dinero tiene un impacto sobre logro académico y cognitivo sólo para aquellos

---

1 Otro trabajo no publicado (Gutierrez, 2011) encuentra evidencia similar utilizando técnicas de doble-diferencia.

2 Asimismo, la muestra utilizada era pequeña, pues se utilizaron datos del módulo de antropometría incorporado en la Encuesta Nacional de Hogares del Tercer Trimestre de 2007 en lugar de datos de la Encuesta Nacional Demográfica y de Salud.

miembros de la población beneficiados desde la etapa pre-escolar. Se ha sugerido que dicho resultado podría deberse a los vínculos entre nutrición temprana y logro cognitivo (Fizbein y Schady, 2009).

Si bien ha habido mejoras en los indicadores nutricionales de los niños afiliados al programa Juntos, la pregunta de investigación es: ¿hasta qué punto estas mejoras serían consecuencia del programa Juntos? Esta pregunta es válida dado que durante el periodo de estudio existe una tendencia clara hacia la reducción en los niveles de desnutrición crónica a nivel nacional. Según cifras oficiales, la desnutrición crónica se redujo de 28,5% en 2007 a 23,2% en 2010 (INEI-MEF, 2011)<sup>3</sup>.

Con el fin de evaluar el impacto nutricional de Juntos se utilizó información de la Encuesta Demográfica Nacional y de Salud correspondiente a los años 2008, 2009 y 2010<sup>4</sup>. El análisis se enfocó en niños menores de 5 años. En primera instancia, sujeto a la información disponible se buscó aproximar la regla de elegibilidad del programa Juntos para identificar hogares no afiliados al programa que sean similares a los hogares afiliados en sus características observables, considerando para ello características tanto del hogar como del distrito. A partir de esta información, se procedió a comparar las diferencias en indicadores nutricionales entre pares de niños “similares” (emparejados) en los años 2008, 2009 y 2010, respectivamente (*propensity score matching*). Asimismo, se calcularon resultados de doble-diferencia con emparejamiento a fin de determinar si los niños beneficiados por Juntos habrían progresado más que los niños no beneficiados comparables.

De manera complementaria, se llevó a cabo un análisis de efectos fijos para la sub-muestra de hogares afiliados a Juntos. En este caso, condicionado a estar afiliado, la identificación del efecto del programa se obtiene de explotar diferencias en la intensidad de la exposición,

---

3 Según el estándar establecido por la Organización Mundial de la Salud.

4 Sólo para estos años es posible determinar si un hogar está o no afiliado a Juntos (autoreportado).

definida como el número de meses durante los primeros dos años de vida durante los cuales el niño tuvo acceso a Juntos. Estas diferencias surgen naturalmente debido a diferencias en la fecha de nacimiento de los niños beneficiados. Se reportan resultados con efectos fijos distritales y efectos fijos maternos. En el primer caso, se comparan niños que viven en el mismo distrito y que nacieron en distintos puntos del tiempo. En el segundo caso, se comparan resultados nutricionales de hermanos biológicos.

Los resultados se pueden resumir de la siguiente manera. Al aplicar el estimador de doble-diferencia con emparejamiento, comparando la diferencia entre afiliados y no afiliados en 2008 con la diferencia observada en 2010 se detecta una reducción en los niveles de desnutrición crónica extrema y una mejora en el indicador de talla por edad (*Z-score*) de los hogares Juntos que es estadísticamente significativa. Sin embargo, no se logra detectar una reducción en los niveles de desnutrición crónica (concepto que engloba tanto la desnutrición extrema como la moderada) que pueda ser atribuible al programa (aunque la desnutrición entre los afiliados se redujo, esta reducción fue similar a la observada entre los no afiliados comparables). En otras palabras, Juntos habría favorecido a aquellos niños ubicados en los percentiles inferiores de la distribución de estado nutricional, ayudándolos a superar la desnutrición crónica extrema, más no necesariamente la desnutrición crónica moderada.

Cuando se aplica la segunda metodología propuesta (efectos fijos), condicionado a estar afiliado a Juntos, en promedio no se detecta un efecto en nutrición temprana debido al número de meses de exposición al programa. Sin embargo, sí se encuentra evidencia de un efecto heterogéneo, de manera tal que, para niños nacidos en hogares con madres relativamente bien educadas, se observa un efecto positivo como resultado de un mayor tiempo de exposición. Una manera de interpretar este resultado es que, condicionado a estar afiliado, las ganancias nutricionales del programa dependen tanto del tiempo de exposición como de la existencia de activos complementarios en el hogar

y/o en la comunidad, los que permiten elevar la eficacia en el uso de las transferencias monetarias.

El resto del documento está estructurado de la siguiente manera. La sección 1 describe algunas características del programa Juntos pertinentes al presente análisis. La sección 2 presenta los datos, define los indicadores nutricionales considerados (desnutrición crónica, desnutrición crónica extrema, talla por edad) y reporta algunas estadísticas descriptivas. La sección 3 motiva los problemas metodológicos involucrados en la identificación del efecto causal del programa Juntos. La sección 4 describe la metodología empírica y la sección 5 reporta los resultados del análisis. La sección 6 concluye.



# 1. CARACTERÍSTICAS DEL PROGRAMA JUNTOS

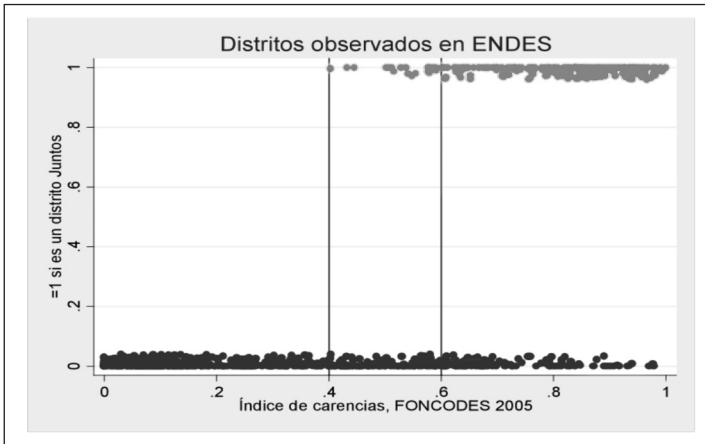
El programa Juntos tiene como objetivo llegar a distritos clasificados como prioritarios para la inversión social. A la fecha, 638 distritos rurales son atendidos por el programa. Los distritos fueron seleccionados a lo largo de cuatro etapas ocurridas entre 2005 y 2007. Los criterios considerados para la selección de distritos fueron: (i) incidencia de la pobreza monetaria; (ii) severidad de la pobreza monetaria; (iii) tasa de desnutrición crónica de niños entre 6 y 9 años; (iv) necesidades básicas insatisfechas; y, (v) porcentaje de hogares afectados por violencia política. Estas características fueron medidas a nivel de distritos, utilizando información disponible a 2005. A partir de esta información, se le dio un peso a cada una de las variables mencionadas y se creó un índice de focalización geográfica. Los detalles de la construcción de este índice se pueden encontrar en Linares García (2009). El gráfico 1a ilustra la naturaleza de la selección de los distritos. Se observa que, con pocas excepciones, los distritos beneficiados por el programa reportan un índice de carencias distrital mayor a 0.6<sup>5</sup>. Es decir, son distritos relativamente pobres.

---

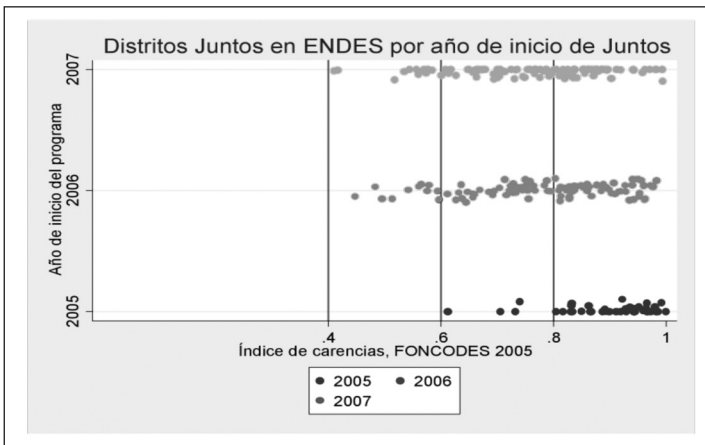
5 El índice de carencias se construye a partir de información a nivel distrital, considerando las siguientes dimensiones: porcentaje de hogares con acceso a agua, desagüe y electricidad, tasa de desnutrición infantil (niños entre 6 y 9 años), tasa de analfabetismo en mujeres y porcentaje de la población con edad entre 9 y 12 años en cada distrito. 1 (0) representa el nivel máximo (mínimo) de carencias a nivel distrital. El índice presentado fue elaborado con información de 2005 (Mapa de Pobreza de FONCODES).

## Gráfico 1

### [a] Distritos Juntos e índice de carencias distrital\*



### [b] Según año de inicio del programa



\* El índice de carencias distrital fue construido con información de los distritos a 2005 (Mapa de Pobreza Distrital de FONCODES, 2005).

Asimismo, cabe destacar que el escalonamiento temporal del programa no fue aleatorio. Como se observa en el gráfico 1b, los primeros distritos en ser atendidos (en 2005) eran en promedio más pobres que los distritos incorporados al programa entre 2006 y 2007. Esta característica es importante para fines de la evaluación, pues sugiere que sería inadecuado explotar el escalonamiento del programa para identificar distritos que, al haber sido atendidos de manera tardía, puedan ser utilizados como grupo de control de aquellos atendido de manera temprana.

Dentro de los distritos seleccionados, se llevó a cabo un filtro adicional a través de la creación de un índice de focalización de hogares, el cual se estimó utilizando información del Padrón General de Hogares. Las variables consideradas para la construcción de este índice fueron: (i) porcentaje de mujeres analfabetas dentro del hogar; (ii) porcentaje de menores de edad que asisten a algún programa de enseñanza regular dentro del hogar; (iii) acceso a fuentes industriales de combustible (gas, petróleo, kerosene); (iv) número de artefactos ausentes en el hogar; (v) tenencia de servicio de alumbrado, agua y servicios higiénicos en el hogar; y, (vi) tipo de material de construcción de pisos, paredes y techos. A partir de estas variables se estimó un modelo logístico para determinar la probabilidad que un hogar sea pobre o no. A partir de la probabilidad predicha por el modelo y según un umbral previamente definido, se identificó a los hogares dentro de los distritos elegibles que podrían ser afiliados a Juntos. Para mayores detalles de la regla de elegibilidad utilizada, véase Linares García (2009).



## 2. DATOS Y DEFINICIONES

Para el análisis se utiliza información de la Encuesta Nacional Demográfica y de Salud (ENDES) 2008, 2009 y 2010. Esta encuesta recopila información de indicadores nutricionales y de salud de los hijos biológicos menores de cinco años nacidos de mujeres con edades entre 15 y 49 años, así como información detallada de las características del hogar y de la madre. Con excepción de la sección 3, donde sólo por fines ilustrativos se utiliza información de las ENDES 2005 y 2007, en el análisis no se utiliza información de las ENDES de años anteriores a 2008 debido a que sólo a partir de dicho año se incluyó una pregunta para que las mujeres entrevistadas señalen si están afiliadas a Juntos.

Los indicadores de estado nutricional temprano utilizados en éste análisis se obtienen a partir de la variable talla por edad. La talla física en edades tempranas puede ser considerada como una variable *stock* que captura información del historial nutricional del niño desde el periodo intrauterino (Martorell, 1999). Como referencia de lo que representa una talla por edad adecuada se utiliza la curva de crecimiento de referencia de la Organización Mundial de la Salud (OMS)<sup>6</sup>. Es decir, se procede a estandarizar la talla por edad de cada niño observado en la ENDES según la distancia entre este y el niño mediano saludable de la misma edad (*Z-score*). Para fines ilustrativos, en el gráfico 2a se reporta la función de densidad *kernel* de la talla por edad (*Z-score*) para niños

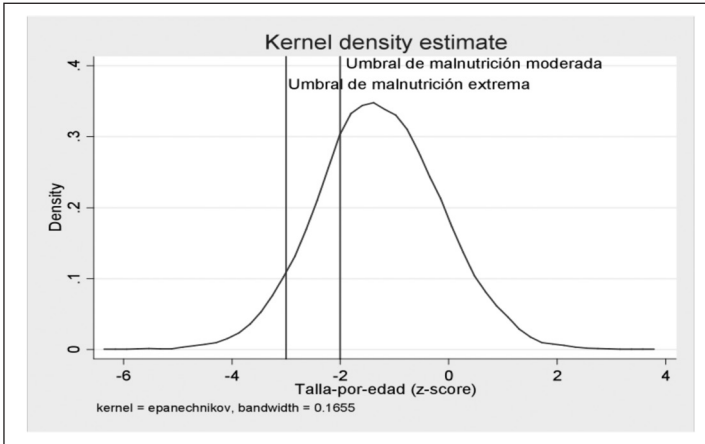
---

6 Se utiliza el estándar más reciente de la OMS (*The WHO Multicentre Growth Reference Study*), el cual está disponible en: [http://www.who.int/childgrowth/standards/height\\_for\\_age/en/index.html](http://www.who.int/childgrowth/standards/height_for_age/en/index.html)

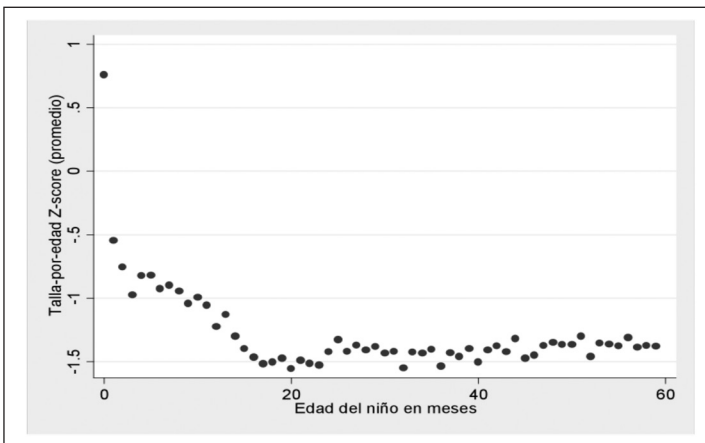
menores de 5 años en Perú. Los datos primarios (talla, edad y género) provienen de la ENDES 2010.

## Gráfico 2

### [a] Distribución de talla por edad (*Z-score*)



### [b] Talla por edad (*Z-score*) y edad



Fuente: ENDES 2010

Elaboración: propia

La norma establece que todo niño cuya talla por edad esté entre dos y tres desviaciones estándar por debajo del niño mediano saludable sufre de desnutrición crónica moderada. Si éste se encuentra tres desviaciones estándar por debajo, se dice que el niño sufre de desnutrición crónica extrema. En la práctica, los indicadores utilizados en la literatura son los de desnutrición crónica extrema (*Z-score* por debajo de -3) y desnutrición crónica (*Z-score* por debajo de -2), de manera que el segundo concepto engloba la desnutrición crónica extrema y moderada. Aplicando el estándar internacional establecido por la Organización Mundial de la Salud a los datos de las ENDES, se observa que en Perú los niveles de desnutrición se han reducido en los últimos años. Según cifras oficiales, la desnutrición crónica (*Z-score* por debajo de -2) se redujo de 28,5% en 2007 a 23,2% en 2010 (INEI-MEF, 2011).

Cabe señalar que también es posible utilizar directamente el *Z-score* como variable informativa del estado nutricional del niño: a mayor *Z-score*, mejor es el historial nutricional del niño. Una regularidad empírica en los países en desarrollo es que el *Z-score* de los niños recién nacidos es relativamente alto, pero este se va deteriorando con el paso del tiempo, posiblemente debido a una mayor exposición a choques nutricionales. Este hecho se ilustra en el gráfico 2b.

La tabla A1 (Apéndice A) presenta estadísticas descriptivas de la muestra ENDES 2010 (medias muestrales) distinguiendo entre hogares autoreportados como afiliados al programa Juntos y el resto de hogares<sup>7</sup>. Como se espera, se observa que los niveles de desnutrición crónica extrema son mayores en los hogares Juntos en comparación al resto de hogares (15,0%, versus 4,1%). Sin embargo, cabe destacar que en la sub-muestra de hogares beneficiados por el programa, la prevalencia de desnutrición crónica infantil se ha reducido en el tiempo. Por ejemplo, en el caso de la desnutrición crónica extrema, esta se redujo de 22,9% a 15,0% entre 2008 y 2010 (medias muestrales).

---

7 Se realizó un filtro adicional: sólo se considero a un hogar como afiliado a Juntos si se autoreportó como afiliado y el hogar está y ubicado en un distrito elegible para el programa.



### 3. EL PROBLEMA DE IDENTIFICACIÓN

Uno de los principales problemas para calcular el impacto nutricional de Juntos radica en la dificultad de identificar un grupo de control adecuado. Como se explicó, los hogares más pobres del país fueron seleccionados para ser parte del programa, lo que implica que es difícil encontrar hogares no elegibles que sean estrictamente comparables a los que participan en el programa. Una comparación antes y después del programa tampoco es necesariamente informativa, dado que existe una tendencia hacia la reducción de los niveles de desnutrición crónica en todo el país (véase gráfico 3), con lo que una comparación antes-después no permite distinguir el efecto del programa de una tendencia común.

Una alternativa para estimar el impacto del programa Juntos consiste en calcular el estimador de doble-diferencia (*DD*). Este se obtiene de calcular la diferencia entre el cambio en el nivel promedio de desnutrición observado en los distritos Juntos antes y después del programa y el cambio análogo durante el mismo periodo en aquellos distritos no favorecidos. Como ejemplo, considérese los resultados reportados en la tabla B1 en el Apéndice. Allí se comparan los promedios de desnutrición extrema en 2005 (antes de Juntos) y 2008-2009 (después de Juntos) en los distritos no beneficiados por Juntos (Grupo a) con los de los distritos beneficiados (Grupo b)<sup>8</sup>. A fin de establecer un grado mínimo de comparabilidad entre ambos

---

8 En este ejemplo y en los siguientes mostrados en esta sección no se discrimina entre hogares afiliados y no afiliados dentro de los distritos elegibles, pues esto sólo fue observable a partir de la ENDES 2008.

grupos, el análisis se restringe a distritos con un índice de carencias distrital mayor a 0.6<sup>9</sup>.

Siguiendo este procedimiento, se encuentra que la desnutrición extrema se redujo en 3.6 puntos porcentuales (p.p.) en los distritos Juntos versus una reducción de 4.4 p.p. en el resto de distritos. Es decir, marginalmente hubo una mayor reducción de la desnutrición extrema en los distritos no favorecidos, aunque la diferencia no es estadísticamente significativa. Sin embargo, de esto no se puede concluir necesariamente que el programa no tuvo efecto. El supuesto del estimador de doble-diferencia es que, en ausencia del programa, la desnutrición seguiría la misma trayectoria en ambos grupos. Esto puede ser puesto en duda. En particular, puede haber razones por las cuales sea más difícil reducir la desnutrición extrema en los distritos beneficiados por el programa que en el resto de distritos relativamente pobres del país. De ser este el caso, la reducción observada en los niveles de desnutrición extrema sí podría atribuirse a Juntos, en el sentido que, en ausencia de Juntos la desnutrición podría no haberse reducido al mismo ritmo.

Un refinamiento del ejercicio anterior consiste en aprovechar el hecho de que los distritos elegibles para el programa comenzaron a recibir los beneficios en años distintos para realizar una comparación de doble-diferencia sobre una muestra de distritos elegibles. Por ejemplo, mientras un grupo de distritos comenzó a beneficiarse desde 2005, otro grupo comenzó a beneficiarse desde 2007. En la medida que la ENDES se realizó en los años 2005, 2007, 2008, 2009 y 2010, se puede medir el efecto del programa para aquellos distritos favorecidos desde 2005, comparándolo con aquellos que comenzarían a beneficiarse desde 2007, utilizando información de la ENDES 2005 y 2007 (en este ejemplo, los años 2005 y 2007 se pueden considerar como los periodos

---

9 Si bien esta no es exactamente la regla de elegibilidad del programa, nótese en la gráfico 1b que la gran mayoría de distritos favorecidos por Juntos presentan un índice de carencias mayor a 0.6.

“antes” y “después” del programa, respectivamente). Otra alternativa consiste en utilizar los datos de la ENDES para explotar diferencias en la intensidad de la exposición al programa. En dicho caso, se pueden utilizar datos de la ENDES 2005 y 2008-2010 para definir un grupo de tratamiento de alta-intensidad (aquellos beneficiados desde 2005, los cuales a 2008-2010 vendrían siendo beneficiados por 3-5 años) y un grupo de tratamiento de baja-intensidad (aquellos beneficiados desde 2007, por tanto a 2008-2010 habrían sido beneficiados por 1-3 años). El resultado de ambos ejercicios se reporta en las tablas B2 y B3 (Apéndice), respectivamente.

En el primer caso (grupo beneficiado versus grupo elegible pero aún no beneficiado, tabla B2), se observa reducciones en la desnutrición extrema mayores en los distritos elegibles (caída de 13.1 y 1.2 p.p., respectivamente). En el segundo caso (tratamiento de alta intensidad versus tratamiento de baja intensidad, tabla B3) se observa algo parecido (caída de 13.6 y 1.3 p.p., respectivamente). Si bien estos resultados sugieren que el programa habría tenido un efecto, estas comparaciones también presentan problemas en la práctica. Ello debido a que los distritos beneficiados por el programa desde 2005 eran considerablemente más pobres que los distritos beneficiados en 2007, como se deduce de las diferencias en los niveles iniciales de desnutrición en 2005. En tal sentido, lo que se requiere es una metodología que permita hacer un análisis similar al aquí planteado con grupos de hogares lo más parecidos posibles en sus características observables, unos afiliados a Juntos y otros no. En las siguientes secciones incorporamos algunos refinamientos a la estimación a fin de poder obtener conclusiones más robustas sobre el impacto del programa. Debido a que no es posible observar la afiliación de los hogares a Juntos en 2005 y 2007, en lo que sigue del análisis sólo se utilizará información de las ENDES de 2008 en adelante.



## 4. METODOLOGÍA EMPÍRICA

Con el fin de evaluar el impacto nutricional de Juntos recurrimos a técnicas no experimentales que puedan ser aplicadas a los datos disponibles. Existen dos limitaciones claves en la información: los hogares sólo son observados una vez en el tiempo; y, aunque se conoce el año y mes en que los distritos fueron afiliados a Juntos, sólo se sabe con exactitud que hogares dentro de cada distrito elegible están afiliados a Juntos en las ENDES 2008, 2009 y 2010. Sujeto a estas consideraciones, se propone dos estrategias independientes para calcular el impacto nutricional del programa: (a) emparejamiento (*propensity score matching*) y doble-diferencia con emparejamiento; y, (b) estimaciones con efectos fijos aplicados a sub-muestras de unidades elegibles (hogares, distritos).

Como parte del análisis, particularmente para la aplicación de efectos fijos, se utiliza el concepto de periodos sensitivos de inversión en salud. Los primeros 24 meses después del nacimiento son considerados un periodo sensitivo de inversión nutricional (Martorell, 1999). En el contexto de esta aplicación, ello implica que dos niños nacidos en el mismo distrito o, incluso, en el mismo hogar, pueden diferir en su nivel de exposición nutricional a Juntos debido a diferencias en su fecha de nacimiento, lo que genera un experimento natural. En el caso extremo, un niño que pasó el umbral de los dos primeros años sin ser beneficiado por el programa se puede tomar como no beneficiario, aún si accedió al programa en una etapa posterior de su vida. De ser este el caso, ello se reflejaría en niveles nutricionales más pobres.

#### 4.1. Emparejamiento

Se utilizó la técnica de emparejamiento denominada *propensity score matching* (PSM). Con PSM se identifican pares de individuos parecidos en sus características observables, de manera que uno de los niños nació en un hogar con acceso al programa Juntos y el otro no<sup>10</sup>. El *score* (la probabilidad de ser elegible para el programa) se estimó a partir de las características socio-demográficas del hogar observadas en la ENDES así como las características del distrito en 2005. En particular, se consideró aquellas características consideradas en la regla de elegibilidad del programa descritas en la sección 1. Asimismo, se incluyeron otras variables que pueden ayudar a incrementar el grado de comparabilidad de los hogares, tales como el grado de instrucción de la madre y la altura del distrito (en metros sobre el nivel del mar). El listado completo de las variables utilizadas se reporta en el Apéndice C.

El *score* se estimó por separado para las ENDES 2008, 2009 y 2010. Una vez estimado el *score*, para el emparejamiento se optó por utilizar el criterio de *nearest neighbour matching*, considerando sólo aquellos hogares dentro del soporte común<sup>11</sup>. De esta manera se obtuvo un estimado del impacto del programa comparando al grupo

---

10 Para ello se estima una variable denominada *propensity score* (*score*, por simplicidad), definida en el rango [0,1] donde 0 (1) indica una probabilidad nula (segura) de acceder al programa. El *score* se obtiene como el valor predicho de la variable dependiente en un modelo probabilístico donde la variable dependiente toma el valor de 1 si el individuo accede a Juntos, 0 de otra manera, y los regresores son las características del hogar que determinan la selección del individuo en el programa. Una vez estimado el *score*, se definen pares donde tanto el individuo beneficiario como el no beneficiario tienen *scores* relativamente similares (p.e., pueden existir individuos en hogares pobres que no acceden a Juntos por estar localizados en distritos no elegibles).

11 Es decir, se excluyeron aquellos hogares para los que no se observa un traslape en la distribución del *score* de los tratados y no-tratados. En el caso en cuestión, esto implica potencialmente eliminar aquellos hogares que acceden a Juntos con un nivel socioeconómico muy bajo (y por tanto con un *score* muy alto) y aquellos hogares no beneficiados por Juntos con un nivel socioeconómico muy alto (y por tanto con un *score* muy bajo).

tratado con el de no-tratados-emparejado. Para las estimaciones se aplicó la rutina de programación de Leuven y Sianesi (2003)<sup>12</sup>.

## 4.2. Efectos fijos

Se explotó el hecho que hay diferencias en la intensidad del tratamiento debido a diferencias en la fecha de nacimiento de los niños nacidos en distritos elegibles. La especificación en este caso es,

$$H_{i,d,t} | (E=1) = \alpha_d + \alpha_t + \rho JI_i + X'_i \beta + \eta_i \quad (1)$$

donde  $E$  toma el valor de 1 si el hogar es elegible para el programa Juntos, 0 de otra manera;  $H_{i,d,t}$  es un resultado nutricional del niño  $i$  nacido en el distrito  $d$  en el año  $t$ ;  $JI_i$  es la intensidad del programa Juntos específica a  $i$ , medida en términos del número de meses de exposición al programa durante los primeros 24 meses de vida;  $X'_i$  es un vector de características observables del niño  $i$  (sexo y edad);  $\alpha_d$  son aquellas características del distrito que no varían en el tiempo;  $\alpha_t$  son características comunes a todos los niños observados en el año  $t$ ; y,  $\eta_i$  es el término de error. Esta es una estimación con efectos fijos del distrito. El impacto del programa, medido por  $\rho$ , está identificado a partir de diferencias en la intensidad de la exposición al programa de niños nacidos en distritos elegibles.

De manera similar a la anterior, es posible realizar una estimación con efectos fijos maternos. En este caso, lo que se compara son hermanos biológicos con intensidades de exposición variable. Aunque en principio esta estrategia es preferible a la de efectos fijos del distrito, una limitación de esta metodología en el presente caso es que, al ser los hogares visitados solamente una vez, la talla por edad de cada par de hermanos es forzosamente observada a edades distintas. Este aspecto

---

<sup>12</sup> Comando *psmatch2* en STATA.

importa para fines de análisis. Por un lado, la edad está positivamente correlacionada con la intensidad del tratamiento (a mayor edad, mayor el número de meses de exposición). Por otro lado, el estado nutricional está negativamente correlacionado con la edad. El primer tipo de correlación se da por definición, mientras que el segundo tipo de correlación es un hecho estilizado en países en desarrollo como se explicó en la sección 2 y se ilustra en el gráfico 2b. Esto complica la interpretación de la estimación con efectos fijos del hogar.

## 5. RESULTADOS

Se reportan resultados del impacto del programa Juntos para las siguientes variables: desnutrición crónica extrema, desnutrición crónica y talla por edad (*Z-score*), definidas conforme a lo mencionado en la sección 2 (estándar de la OMS).

### 5.1. Emparejamiento

Se realizaron estimaciones separadas según si el hogar fue encuestado en el año 2008, 2009 o 2010. La ecuación que determina el *score* (la probabilidad de estar afiliado al programa, estimada a partir de un modelo logístico de variable binaria) se reporta en la tabla C1 en el Apéndice. En términos de la capacidad de predicción del modelo, cabe destacar que, con las variables utilizadas (características del hogar y del distrito que ayudan a predecir la elegibilidad del hogar), se obtiene un pseudo R-cuadrado de aproximadamente 40%. Asimismo, a lo largo de las especificaciones el porcentaje de veces que el modelo predice exitosamente la elegibilidad del hogar es de aproximadamente 70% y el porcentaje de veces que el modelo predice exitosamente la no-elegibilidad del hogar es de aproximadamente 90%<sup>13</sup>.

A partir de los *scores* obtenidos se procedió a hacer el emparejamiento de hogares para 2008, 2009 y 2010, respectivamente. El gráfico C1 en el Apéndice reporta la función de densidad *kernel* del *score* tanto antes como después del emparejamiento para los grupos tratados y

---

13 Se usa un umbral de 0.5.

de control, con reemplazo, para cada uno de los años mencionados. Emparejamiento con reemplazo significa que un hogar no afiliado puede ser utilizado como contrafactual de más de un hogar afiliado. Para las estimaciones finales se optó por esta estrategia pues al aplicar emparejamiento sin reemplazo el soporte común es débil (véase gráfico C2).

**Tabla 1**  
**PSM: Impacto de Juntos – Número de vacunas recibidas\***  
**(Niños menores de 5 años)**

		ENDES 2008	ENDES 2009	ENDES 2010
		[1]	[2]	[3]
(a) Afiliados a Juntos	Media	6,59	6,43	6,69
	n	785	1.323	1.239
(b) No afiliados a Juntos (emparejados)	Media	6,44	5,99	5,89
	n	4.798	7.653	7.091
(a)-(b)		0,148	0,438***	0,801***
Error estándar		0,186	0,133	0,141
Estadístico t		0,79	3,29	5,67

\* Técnica de emparejamiento: *nearest neighbor matching* con reemplazo. Número de hogares no afiliados efectivamente utilizados para el emparejamiento: 356, 721 y 642 en 2008, 2009 y 2010, respectivamente; \*, \*\*, \*\*\* denotan significancia al nivel de 10%, 5% y 1%, respectivamente.

Antes de proceder con la evaluación del impacto nutricional de Juntos, una manera de testear la idoneidad de la estrategia empírica propuesta es verificar hasta que punto ésta es lo suficientemente buena como para detectar el impacto del programa sobre las condicionalidades del programa, tales como asistencia a controles de salud, algo que es esperable según la evidencia presentada en Perova y Vakis (2009). Con dicho fin, en la tabla 1 se reporta el impacto del programa sobre el número de vacunas recibidas por el niño, una

manera indirecta de determinar si los niños afiliados al programa asisten a sus controles de salud. Tanto en 2009 como en 2010, los resultados indican que los niños afiliados recibieron un mayor número de vacunas en comparación a los no afiliados emparejados. Las diferencias son estadísticamente significativas. Así pues, este resultado sugiere que la estrategia es adecuada para capturar diferencias entre ambos grupos (afiliados y no afiliados).

Los resultados principales se reportan en la tabla 2 para desnutrición crónica extrema, en la tabla 3 para desnutrición crónica y en la tabla 4 para talla por edad (*Z-score*). Recuérdese que desnutrición crónica implica tener un *Z-score* por debajo de -2 y desnutrición crónica extrema se refiere al caso en que el *Z-score* está por debajo de -3.

Tanto en 2009 como en 2010 los niños de hogares afiliados reportan una incidencia de desnutrición crónica extrema menor a la de los no afiliados emparejados (15,5% versus 17,7% en 2010 y 16,4% versus 18,5% en 2009). Véase la tabla 2. La diferencia, sin embargo, no es estadísticamente significativa. El no rechazo de la hipótesis nula de igualdad en medias podría deberse, en parte, a que el tamaño de muestra utilizado es relativamente pequeño, lo que incrementa la imprecisión de los estimadores.

Cabe destacar que, a diferencia de 2009 y 2010, en 2008 la incidencia de desnutrición crónica extrema era mayor entre los niños afiliados que en el grupo de control (22,9% versus 17,1%), siendo esta diferencia estadísticamente significativa. Este resultado podría deberse a que, en 2008, el tiempo de exposición de los afiliados al programa era relativamente pequeño, sobre todo si se considera que una gran parte de los hogares fueron afiliados a Juntos durante 2007 (más del 50% de distritos elegidos recién fueron atendidos a partir de 2007; 86% a partir de 2006).

Una manera de extender el análisis utilizando los resultados hallados consiste en hacer una comparación de doble-diferencia, comparando el progreso observado en los hogares afiliados entre 2008 y 2010 con el progreso observado en los hogares no afiliados emparejados en el

mismo periodo. Si bien la estrategia de doble-diferencia tiene ciertas deficiencias, como se mencionó anteriormente, estas se minimizan a través del uso de técnicas de emparejamiento, pues se asegura que los hogares en los grupos de control y tratamiento son comparables en sus características observables. Al hacer esto, se observa que la reducción en el nivel de desnutrición extrema de los hogares Juntos (7.9 p.p.) fue mayor a la observada en el grupo de control (-0.1 p.p.), y la diferencia es estadísticamente significativa. Estos resultados sugieren que Juntos sí habría tenido un impacto en la incidencia de desnutrición crónica extrema.

**Tabla 2**  
**PSM: Impacto de Juntos - Desnutrición crónica extrema\***  
**(Niños menores de 5 años)**

		ENDES 2008	ENDES 2009	ENDES 2010	DD
		[1]	[2]	[3]	[3]-[1]
(a) Afiliados a Juntos	Media	0,229	0,164	0,150	-0,079
	n	785	1.323	1.239	
(b) No afiliados a Juntos (emparejados)	Media	0,171	0,185	0,177	0,006
	n	4.798	7.653	7.091	
(a)-(b)		0,057**	-0,021	-0,027	-0,084**
Error estándar		0,031	0,020	0,020	0,041
Estadístico t		1,87	-1,04	-1,31	-2,05

\* Técnica de emparejamiento: *nearest neighbor matching* con reemplazo. Número de hogares no afiliados efectivamente utilizados para el emparejamiento: 356, 721 y 642 en 2008, 2009 y 2010, respectivamente; \*, \*\*, \*\*\* denotan significancia al nivel de 10%, 5% y 1%, respectivamente.

En la tabla 3 se reportan resultados análogos utilizando la incidencia de desnutrición crónica como variable resultado. Se encuentra que las diferencias entre afiliados y no afiliados emparejados no son estadísticamente significativas. En particular, en términos

de las magnitudes, la prevalencia de desnutrición crónica en ambos grupos fue virtualmente la misma en 2009 y 2010 (alrededor de 50%), mientras que en 2008 los hogares afiliados reportaban mayores niveles de desnutrición crónica que los no afiliados (58,1% versus 53,5%). Utilizando el enfoque de doble-diferencia, si bien se observa una reducción importante de la desnutrición crónica entre los niños favorecidos por el programa entre 2008 y 2010 (8.5 p.p.), esta reducción no es estadísticamente distinta de la observada en los hogares no afiliados en el mismo periodo (5.0 p.p.).

Una manera de interpretar los resultados de las tablas 2 y 3 en conjunto es que el programa habría sido efectivo para reducir la desnutrición crónica extrema, pero no la desnutrición crónica moderada. Es decir, el programa habría ayudado principalmente a aquellos niños ubicados en los percentiles inferiores de la distribución de estado nutricional.

**Tabla 3**  
**PSM: Impacto de Juntos - Desnutrición crónica (moderada o extrema)\***  
**(Niños menores de 5 años)**

		ENDES 2008	ENDES 2009	ENDES 2010	DD
		[1]	[2]	[3]	[3]-[1]
(a) Afiliados a Juntos	Media	0,581	0,510	0,496	-0,085
	n	785	1.323	1.239	
(b) No afiliados a Juntos (emparejados)	Media	0,535	0,508	0,485	-0,050
	n	4.798	7.653	7.091	
(a)-(b)		0,046	0,001	0,010	-0,035
Error estándar		0,042	0,027	0,030	0,048
Estadístico t		1,1	0,05	0,35	-0,73

\* Técnica de emparejamiento: *nearest neighbor matching* con reemplazo. Número de hogares no afiliados efectivamente utilizados para el emparejamiento: 356, 721 y 642 en 2008, 2009 y 2010, respectivamente; \*, \*\*, \*\*\* denotan significancia al nivel de 10%, 5% y 1%, respectivamente.

La tabla 4 reporta resultados análogos utilizando la variable talla por edad (*Z-score*) como indicador nutricional. Recuérdese que, *ceteris paribus*, un mayor *Z-score* de talla por edad es indicador de un mejor historial nutricional. De manera similar a los casos anteriores, se encuentra que si bien los niños afiliados al programa reportaban una menor talla por edad en 2008 en comparación al grupo de control (-2,13 versus -2,03), esta diferencia habría desaparecido en 2009 y 2010. Aplicando una estimación de doble-diferencia, entre 2008 y 2010 la talla por edad promedio de los niños afiliados se incrementó (mejoró) en 0,15 desviaciones estándar, mientras que en los no afiliados emparejados la talla por edad se mantuvo prácticamente constante en el tiempo. La diferencia en el progreso de ambos grupos es estadísticamente significativa.

**Tabla 4**  
**PSM: Impacto de Juntos - Talla por edad (*Z-scores*)\***  
**(Niños menores de 5 años)**

		ENDES 2008	ENDES 2009	ENDES 2010	DD
		[1]	[2]	[3]	[3]-[1]
(a) Afiliados a Juntos	Media	-2,13	-1,98	-1,99	0,145
	n	785	1.323	1.239	
(b) No afiliados a Juntos (emparejados)	Media	-2,03	-1,98	-2,01	0,014
	n	4.798	7.653	7.091	
(a)-(b)		-0,103	-0,001	0,027	0,131*
Error estándar		0,096	0,064	0,063	0,072
Estadístico t		-1,07	-0,03	0,44	1,81

\* Técnica de emparejamiento: *nearest neighbor matching* con reemplazo. Número de hogares no afiliados efectivamente utilizados para el emparejamiento: 356, 721 y 642 en 2008, 2009 y 2010, respectivamente; \*, \*\*, \*\*\* denotan significancia al nivel de 10%, 5% y 1%, respectivamente.

## 5.2. Efectos fijos

A continuación se presentan resultados de estimaciones de modelos lineales en parámetros con efectos fijos distritales y del hogar. Sujeto a que el niño haya nacido en un hogar afiliado a Juntos, lo que se busca es identificar el efecto del programa a partir de diferencias en la intensidad de la exposición, esta última medida según el número de meses (expresado en logaritmos) durante el cual el niño estuvo expuesto al programa durante los primeros 24 meses de vida. Nótese que esta estrategia es complementaria a la mostrada en la sección 5.1; a través del emparejamiento de busca determinar si hay diferencias entre afiliados y no afiliados. En cambio, a través de efectos fijos se busca determinar si, condicionado a estar afiliado, hay efectos nutricionales adicionales debido al tiempo de exposición al programa.

Los resultados se presentan en las tablas C3 y C4 en el Apéndice. La tabla C3 reporta el efecto promedio de la intensidad de la exposición sobre los siguientes indicadores nutricionales: desnutrición crónica extrema, desnutrición crónica (moderada o extrema) y talla por edad (*Z-score*). Por su parte, en la tabla C4 este efecto se re estima distinguiendo entre hogares con un nivel educativo alto o bajo. Esto a fin de evaluar la posible existencia de efectos heterogéneos según las características del hogar.

En la tabla C3 se reporta los resultados de la estimación con efectos fijos distritales (columnas 1, 3 y 5) y del hogar (columnas 2, 4 y 6). Aunque la mayoría de coeficientes tienen el signo esperado (a mayor tiempo de exposición, mejores indicadores nutricionales), estos no son estadísticamente significativos. Es decir, condicionado a estar afiliado al programa, no se detecta un efecto nutricional adicional como consecuencia de un mayor número de meses de exposición.

Los resultados de la tabla C4 capturan efectos diferenciados del tiempo de exposición al programa de acuerdo al nivel educativo de la madre. Dicho efecto se captura añadiendo un término de interacción entre el nivel educativo de la madre (variable binaria que toma el

valor 1 si la madre tiene como máximo grado de instrucción primaria completa, cero de otra manera) y la variable de número de meses de exposición al programa. Al hacer esto, los resultados sugieren que, entre los afiliados, en el caso de los niños cuyas madres están relativamente bien educadas habría efectos nutricionales como consecuencia de un mayor tiempo de exposición a Juntos.

¿Cómo podría explicarse este efecto? La manera en que la educación de la madre puede afectar el estado nutricional de los hijos ha sido ampliamente discutida en la literatura de salud infantil –véase, por ejemplo, Thomas y Otros (1991). Primero, es probable que madres mejor educadas procesen mejor la información recibida (por ejemplo, información referida a mejores prácticas de crianza). Segundo, es probable que madres mejor educadas cuenten también con mayores ingresos. Tercero, es probable que una buena educación sea necesaria para hacer un buen uso de servicios comunitarios que a su vez tienen efectos nutricionales –tales como servicios sanitarios. Finalmente, en la medida que sólo se incluyó un número limitado de controles en la estimación, es posible que la educación de la madre esté, en la práctica, actuando como *proxy* de otros activos a nivel del hogar y/o de la comunidad que son requeridos para que las transferencias monetarias otorgadas por este tipo de programas se traduzcan en mejores indicadores nutricionales.

## 6. CONCLUSIONES Y POSIBLES EXTENSIONES

Utilizando información de las ENDES 2008, 2009 y 2010 es posible observar mejoras en el tiempo en los indicadores nutricionales de los niños afiliados al programa Juntos. El presente análisis busca determinar hasta qué punto estas mejoras nutricionales serían resultado del programa y no de una tendencia común a todos los hogares del país. Los resultados sugieren que Juntos sí habría tenido un impacto sobre estado nutricional temprano. Su efecto habría consistido en reducir la incidencia de desnutrición crónica extrema, favoreciendo así a los niños ubicados en los percentiles nutricionales inferiores. El hecho que no se detecte un efecto del programa sobre la desnutrición crónica global no es necesariamente sorprendente, considerando que este tipo de desnutrición es más difícil de reducir.

Es importante mencionar que si bien el análisis ha utilizado las mejores herramientas disponibles para la evaluación de impacto de programas de naturaleza no-experimental, los resultados hallados aún pueden ser puestos en duda. En particular, las conclusiones principales del presente estudio se obtienen del estimador de doble-diferencia con emparejamiento. Si bien esta estrategia es superior a la aplicación de doble-diferencia sin emparejamiento, cabe destacar que el hecho que, a 2008, los niños afiliados al programa presentasen peores indicadores nutricionales que los niños en el grupo de control sugiere que los hogares no afiliados emparejados podrían ser distintos de los hogares afiliados en dimensiones no incorporadas en el presente análisis. En tal sentido, en un contexto no experimental, sería deseable contar con un modelo con mayor capacidad para predecir la elegibilidad de los

hogares. Esto permitiría producir resultados más robustos del impacto nutricional del programa.

Por otro lado, condicionado a estar afiliado, se ha encontrado evidencia de efectos heterogéneos que sugieren que hogares con menor dotación de activos, posiblemente los más pobres entre los pobres, se estarían beneficiando menos. Este es un resultado que debería ser de interés para el programa y que sugiere la necesidad de estudios en esta dirección. Dadas las limitaciones de los tamaños de muestra en ENDES, una opción es enfocar estudios futuros en grupos específicos, incluyendo sobre muestras de estos que permitan contar con los datos necesarios. Otra opción, metodológicamente superior aunque más costosa, es ampliar la muestra de hogares beneficiarios de Juntos en general en una medida tal que haga posible el análisis de diferentes grupos de beneficiarios.

## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Alderman, H., J. Hoddinott, y B. Kinsey (2006). “Long term consequences of early childhood malnutrition”. *Oxford Economic Papers*, 58(3), 450-474.

Fizbein, A. y N. Schady (2009). *Conditional cash transfers: reducing present and future Poverty*. Washington, DC: The World Bank.

Guabloche, J. y A. Sánchez (2011). “¿Qué sabemos sobre los programas de transferencias condicionadas? Lecciones de la experiencia”, *Revista Moneda*, 147, 19-23.

Gutierrez, J. (2010). *Impact Evaluation of the Conditional Cash Transfer Juntos in Peru*. Universidad de Berkeley. Mimeo.

INEI, MEF (2011). *Perú: indicadores de resultados de los programas estratégicos. 2010*. Lima: Instituto Nacional de Estadística e Informática; Ministerio de Economía y Finanzas.

Leuven, E. y B. Sianesi (2003). PSMATCH2: *Stata module to perform full Mahalanobis and propensity score matching, common support graphing, and covariate imbalance testing*. Massachusetts: Boston College Department of Economics.

Linares García, I. (2009). *Descripción y diagnóstico de los instrumentos y procesos vigentes de focalización y registro de beneficiarios del programa Juntos*. Informe final de consultoría.

Maluccio, J., J. Hoddinott, J. Behrman, R. Martorell, A. Quisumbing, y A. Stein (2009). “The impact of nutrition during early childhood on education among Guatemalan adults”. *Economic Journal*, 119, 734-763.

Martorell, R. (1999). “The nature of child malnutrition and its long-term implications”. *Food and Nutrition Bulletin*, 20(3), 288-292.

Perova, E. y R. Vakis (2009). *Welfare impacts of the Juntos program in Peru: evidence from a non-experimental evaluation*. Washington, DC: The World Bank.

Strauss, J. y D. Thomas (2008). “Health over the life course” en Schultz, P. y Strauss, J. (eds.). *Handbook of Development Economics Volume 4, Chapter 54*, 3375-3474. Elsevier Press.

Thomas, D., J. Strauss y M. Henriques (1991). “How does mother's education affect child height?”. *The Journal of Human Resources*, 26(2), 183-211.

## Apéndice A

**Tabla A1**  
**ENDES 2010: Estadísticas descriptivas**

	Hogares Juntos [1]	Resto de hogares [2]
Madres con secundaria completa (en %)	23	45
Edad de la madre	31,6	29,4
Índice de bienestar del hogar	0,31	0,48
Desnutrición crónica, estándar OMS (en %)	49,2	19,7
Desnutrición crónica extrema, estándar OMS (en %)	15,0	4,1
Talla por edad ( <i>Z-score</i> )	-1,97	-1,06
n	1.244	7.103

Fuente: ENDES 2010

Elaboración: propia

## Apéndice B

### Tabla B1

**DD: Desnutrición crónica extrema**

**(sub-muestra de distritos con índice de carencias mayor a 0.6)**

		Antes de Juntos 2005 [1]	Después Juntos 2008-2010 [2]	DD [2]-[1]
(a) Hogares en distritos no elegibles para Juntos	Media	0,139	0,095	-0,044
	Error est.	0,024	0,006	0,022
	n	201	2.438	
(b) Hogares en distritos elegibles para Juntos	Media	0,197	0,162	-0,036
	Error est.	0,016	0,005	0,016
	n	588	4.610	
(a)-(b)				-0,008
Error estándar				0,030
Estadístico t				-0,3

### Tabla B2

**DD: Desnutrición crónica extrema en distritos elegibles, parte I**

		2005 [1]	2007 [2]	DD [2]-[1]
(a) Hogares en distritos a ser beneficiados por Juntos desde 2007	Media	0,169	0,157	-0,012
	Error est.	0,017	0,005	0,017
	n	125	923	
(b) Hogares en distritos a ser beneficiados por Juntos desde 2005	Media	0,304	0,173	-0,131
	Error est.	0,041	0,012	0,037
	n	491	4.754	
(a)-(b)				0,119***
Error estándar				0,039
Estadístico t				3,0

**Tabla B3**  
**DD: Desnutrición crónica extrema en distritos elegibles, parte II**

		2005	2008-2010	DD
		[1]	[2]	[2]-[1]
(a) Hogares en distritos beneficiados	Media	0,169	0,156	-0,013
por Juntos desde 2007 (baja intensidad)	Error est.	0,017	0,006	0,017
	n	125	4.209	
(b) Hogares en distritos beneficiados	Media	0,304	0,168	-0,136
por Juntos desde 2005 (alta intensidad)	Error est.	0,041	0,013	0,037
	n	491	843	
(a)-(b)				0,123***
Error estándar				0,017
Estadístico t				7,1

La muestra corresponde a hogares que se auto-reportan como beneficiarios de Juntos en las ENDES 2008, 2009 y 2010. Todas las estimaciones incluyen efectos fijos de año de nacimiento y dummies por edad de nacimiento en meses. Se reportan errores estándar robustos a heteroscedasticidad de forma desconocida; \*, \*\*, \*\*\* denotan significancia al nivel de 10%, 5% y 1%.

## Apéndice C

### Listado de variables consideradas para la estimación del *propensity score*:

Para la construcción del índice de focalización geográfica se consideraron las siguiente características de los distritos (las ponderaciones se obtuvieron de Linares García, 2010):

- a) Incidencia de la pobreza monetaria (ponderación: 0.1). Fuente: INEI 2005.
- b) Severidad de la pobreza monetaria (ponderación: 0.1). Fuente: INEI 2005.
- c) Tasa de desnutrición crónica de niños entre 6 y 9 años (ponderación: 0.3). Fuente: Censo Escolar 2005.
- d) Índice de necesidades básicas insatisfechas (ponderación: 0.167). Fuente: Censo Nacional 2005.
- e) Porcentaje de hogares afectados por violencia política (ponderación: 0.333). Fuente: Programa de Apoyo al Repoblamiento.

Asimismo, se consideraron las siguientes características del hogar reportadas en la ENDES:

- f) Porcentaje de mujeres que no saben leer dentro del hogar.
- g) Porcentaje de menores en edad escolar que no asisten a algún programa de enseñanza regular dentro del hogar.
- h) Uso de fuentes industriales de combustible (gas, petróleo, kerosene) para cocinar en el hogar.
- i) Número de artefactos y activos ausentes en el hogar (se consideran los siguientes activos: radio, televisor, refrigerador, bicicleta, motocicleta y automóvil).
- j) Tenencia de servicio de alumbrado, agua y servicios higiénicos en el hogar.

- k) Tipo de material de construcción de pisos, paredes y techos: nivel bajo, nivel medio y nivel alto<sup>14</sup>.
- l) Etnicidad de la madre.
- m) Educación de la madre (en años).
- n) Edad de la madre (en años).
- o) Número de miembros del hogar.

Las características de la (f) a la (k) son similares a las utilizadas en el índice de focalización de hogares del programa Juntos. Finalmente, se añadió un control adicional a nivel de distritos,

- p) Altitud del distrito (en metros sobre el nivel del mar). Fuente: ENDES.

---

14 Se consideraron tres dimensiones: si el piso está hecho de cemento, granito o parquet; si los muros son de ladrillo o cemento; y, si el techo está hecho de concreto. Se considera que el nivel de los materiales de construcción es bajo si el hogar sólo cuenta con uno de los tres aspectos mencionados; nivel medio si cuenta con dos de los tres aspectos mencionados; y nivel alto si el hogar cumple con los tres elementos. La categoría omitida es si el hogar no cumple con ninguno de los aspectos mencionados.

**Tabla C1**  
**Estimación del score**  
**Modelo logístico. Variable dependiente:**  
**1 si el hogar está afiliado a Juntos, 0 si no**

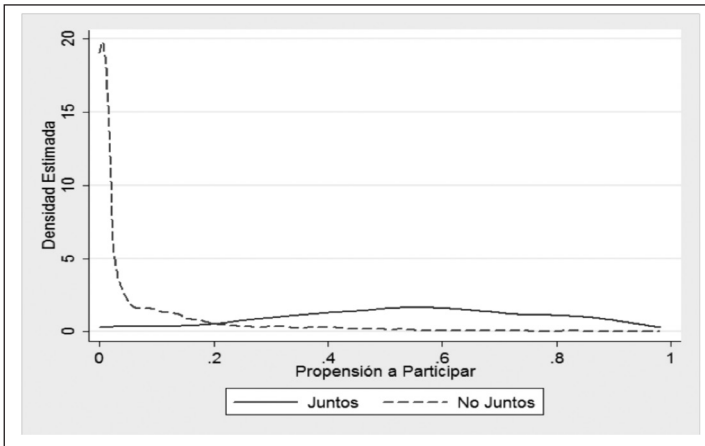
	ENDES 2008 coef/se	ENDES 2009 coef/se	ENDES 2010 coef/se
Índice geográfico distrital	0,076*** (0,004)	0,070*** (0,003)	0,065*** (0,003)
Calidad de materiales de construcción del hogar: baja	0,211* (0,110)	0,305*** (0,073)	0,157** (0,072)
Calidad de materiales de construcción del hogar: media	0,176 (0,139)	0,435*** (0,091)	0,204** (0,096)
Calidad de materiales de construcción del hogar: alta	0,629 (0,421)	0,643*** (0,242)	-0,171 (0,303)
Número de servicios básicos disponibles en el hogar	-0,059* (0,035)	0,037 (0,024)	0,000 (0,026)
Número de artefactos y activos que el hogar no posee	0,128*** (0,035)	0,115*** (0,025)	0,064*** (0,024)
Combustible usado para cocinar: gas, electricidad o kerosene	-0,140 (0,110)	-0,187** (0,074)	-0,147** (0,074)
Porcentaje de mujeres analfabetas en el hogar	0,001 (0,001)	0,000 (0,001)	-0,002*** (0,001)
Porcentaje de menores en el hogar que no van a la escuela	-0,000 (0,001)	-0,000 (0,001)	-0,001 (0,001)
Número de años de educación de la madre	-0,014 (0,011)	-0,030*** (0,008)	-0,065*** (0,008)
Edad de la madre en años	0,008* (0,004)	0,016*** (0,003)	0,013*** (0,003)
Lengua nativa de la madre no es el español	0,188*** (0,069)	0,110** (0,049)	0,175*** (0,053)

	ENDES 2008 coef/se	ENDES 2009 coef/se	ENDES 2010 coef/se
Número de miembros del hogar	0,037** (0,015)	0,043*** (0,011)	0,029** (0,012)
Altitud del distrito (m.s.n.m.)	0,000*** (0,000)	0,000*** (0,000)	0,000*** (0,000)
Sexo del niño es masculino	-0,032 (0,058)	-0,079* (0,042)	0,030 (0,044)
Edad del niño en meses	0,001 (0,002)	0,004*** (0,001)	0,004*** (0,001)
Número de observaciones	5.584	8.979	8.335
Pseudo R-cuadrado	0,479	0,390	0,403
Predictividad de valores positivos	0,75	0,68	0,73
Predictividad de valores negativos	0,93	0,91	0,92

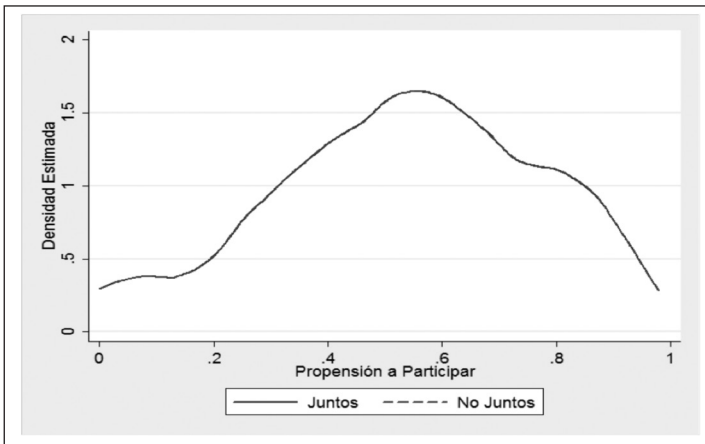
note \*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1

**Gráfico C1**  
**Emparejamiento con algoritmo *nearest neighbor matching***  
**Con reemplazo**

**Antes del emparejamiento**  
**2008**

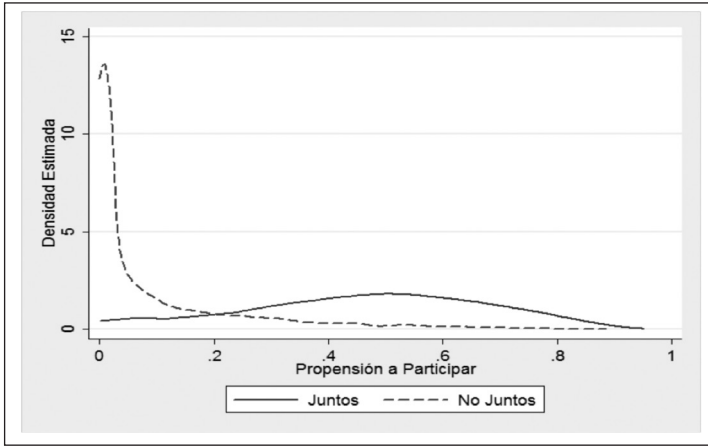


**Después del emparejamiento**  
**2008**

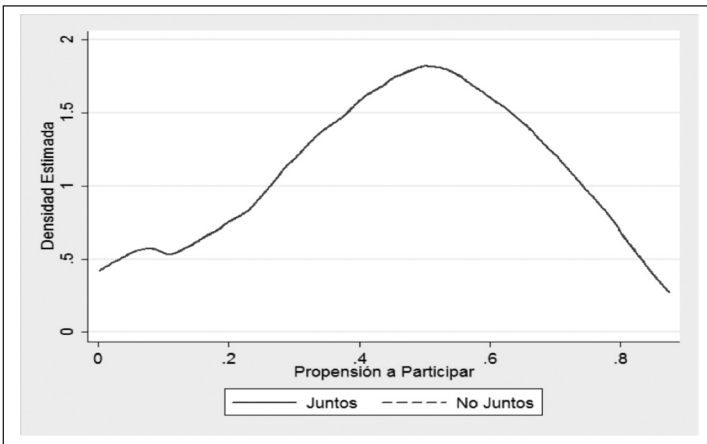


**Gráfico C1**  
**Emparejamiento con algoritmo *nearest neighbor matching***  
**Con reemplazo**

**Antes del emparejamiento**  
**2009**

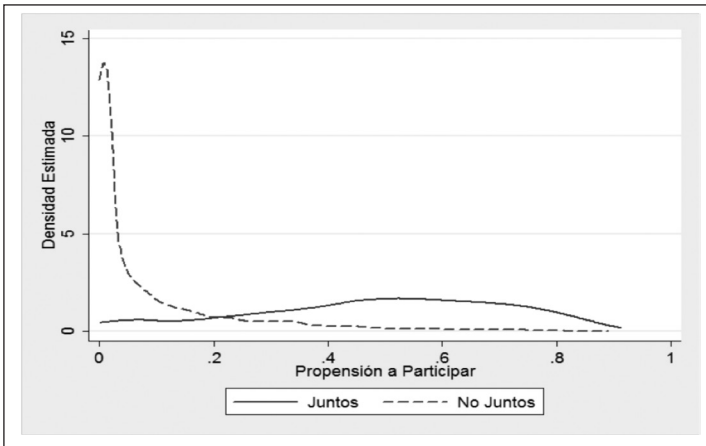


**Después del emparejamiento**  
**2009**

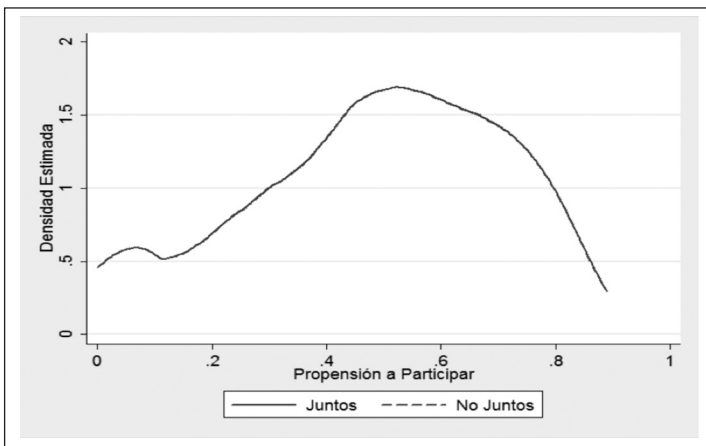


**Gráfico C1**  
**Emparejamiento con algoritmo *nearest neighbor matching***  
**Con reemplazo**

**Antes del emparejamiento**  
**2010**



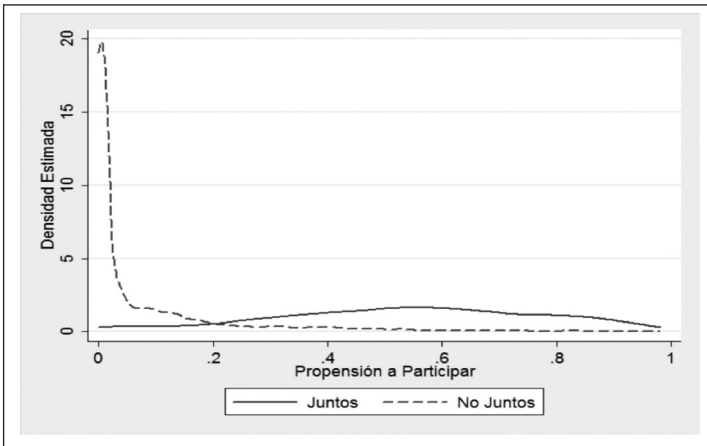
**Después del emparejamiento**  
**2010**



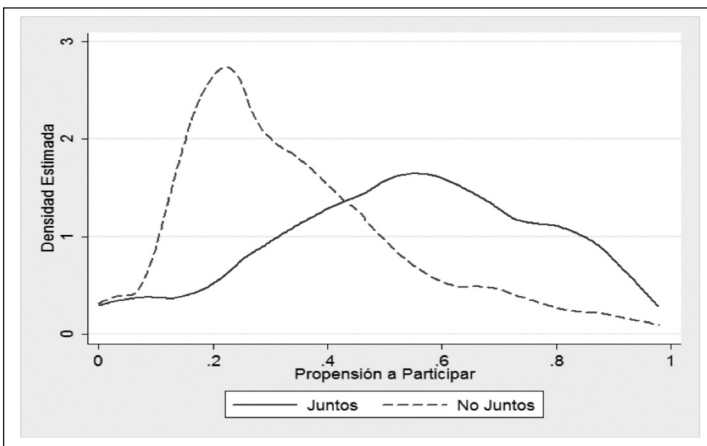
## Gráfico C2

### Emparejamiento con algoritmo *nearest neighbor matching* Sin reemplazo

#### Antes del emparejamiento 2008

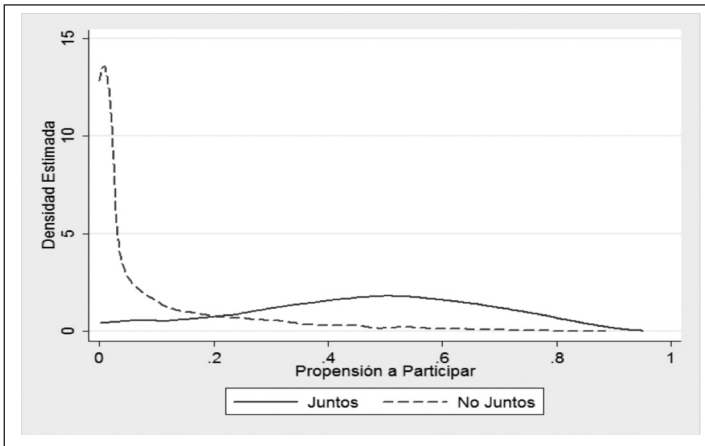


#### Después del emparejamiento 2008

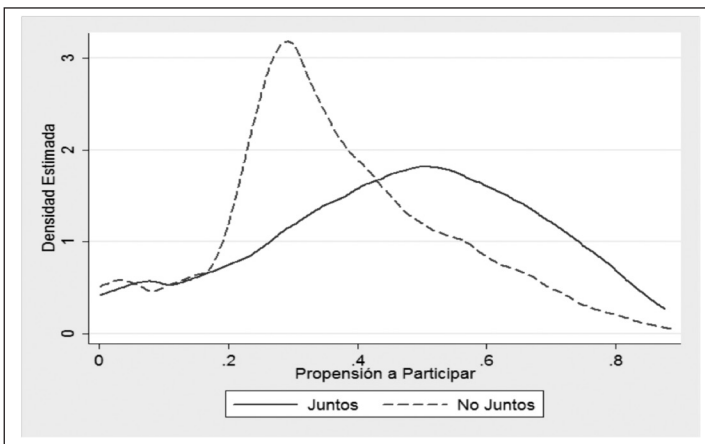


**Gráfico C2**  
**Emparejamiento con algoritmo *nearest neighbor matching***  
**Sin reemplazo**

**Antes del emparejamiento**  
**2009**

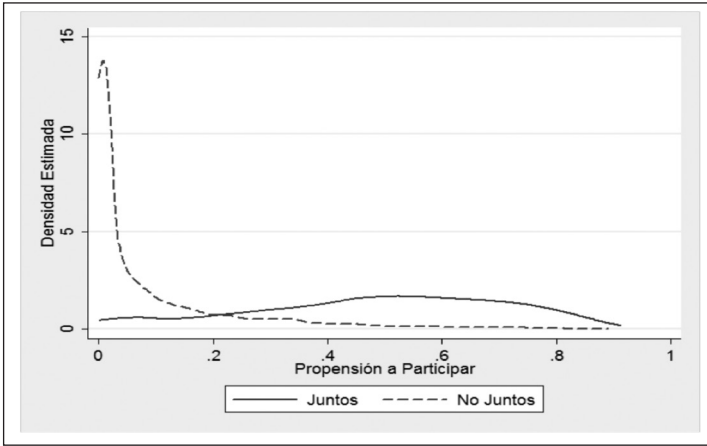


**Después del emparejamiento**  
**2009**

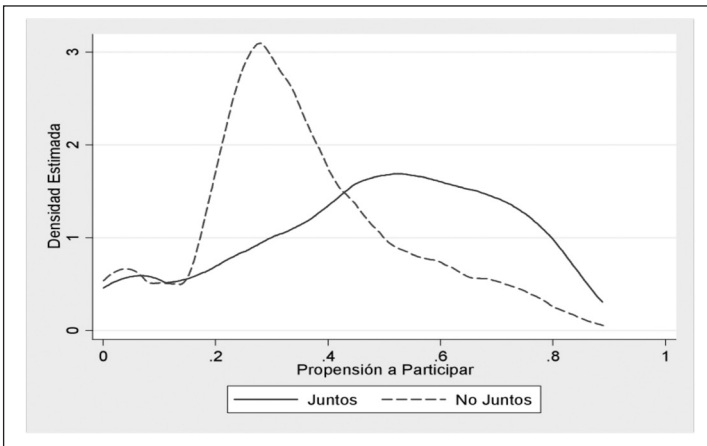


**Gráfico C2**  
**Emparejamiento con algoritmo *nearest neighbor matching***  
**Sin reemplazo**

**Antes del emparejamiento**  
**2010**



**Después del emparejamiento**  
**2010**



**Tabla C2**  
**Comparación de medias antes y después del emparejamiento**  
**Muestra: ENDES 2010**

Variable	Muestra	Promedios		% sesgo	% reduc. de sesgo
		Tratado	Control		
Índice geográfico distrital	No emparejada	33,618	17,808	184,1	
	Emparejada	33,568	34,022	-5,3	97,1
Calidad de materiales de construcción del hogar: baja	No emparejada	0,93087	0,59583	85,8	
	Emparejada	0,93059	0,90799	5,8	93,3
Calidad de materiales de construcción del hogar: media	No emparejada	0,02653	0,30884	-81,6	
	Emparejada	0,02663	0,0339	-2,1	97,4
Calidad de materiales de construcción del hogar: alta	No emparejada	0,00322	0,00874	-7,2	
	Emparejada	0,00323	0,00161	2,1	70,8
Número de servicios básicos disponibles en el hogar	No emparejada	1,2195	1,7921	-59	
	Emparejada	1,2187	1,2647	-4,7	92
Número de activos que el hogar no posee	No emparejada	4,4646	3,6565	75,6	
	Emparejada	4,4617	4,4326	2,7	96,4
Combustible usado para cocinar: gas, electricidad o kerosene	No emparejada	0,06994	0,55225	-122	
	Emparejada	0,07022	0,10896	-9,8	92
Porcentaje de mujeres analfabetas en el hogar	No emparejada	26,688	7,1922	53,8	
	Emparejada	26,715	28,37	-4,6	91,5
Porcentaje de menores en el hogar que no van a la escuela	No emparejada	45,657	41,605	13	
	Emparejada	45,59	42,738	9,2	29,6

Variable	Muestra	Promedios		% sesgo	% reduc. de sesgo
		Tratado	Control		
Número de años de educación de la madre	No emparejada	4,7042	8,9653	-114,1	
	Emparejada	4,7175	4,9895	-7,3	93,6
Edad de la madre en años	No emparejada	31,4	29,221	30,9	
	Emparejada	31,382	30,874	7,2	76,7
Lengua nativa de la madre no es el español	No emparejada	0,45659	0,09223	89,4	
	Emparejada	0,45521	0,49314	-9,3	89,6
Número de miembros del hogar	No emparejada	6,0506	5,4635	28,9	
	Emparejada	6,0444	6,05	-0,3	99
Altitud del distrito (m.s.n.m.)	No emparejada	2.942,7	1.292,3	129,5	
	Emparejada	2.940,4	2.953,7	-1,1	99,2

**Tabla C3**  
**Efectos hijos: Impacto de Juntos – Niños menores de 5 años**

	Variable dependiente: 1 si desnutrido crónico extremo, 0 si no		Variable dependiente: 1 si desnutrido crónico, 0 si no		Variable dependiente: Talla por edad	
	[1] Coef/se	[2] Coef/se	[3] Coef/se	[4] Coef/se	[5] Coef/se	[6] Coef/se
Log-exposición 1-24 meses	0,001 (0,015)	0,025 (0,038)	-0,021 (0,021)	-0,034 (0,046)	0,056 (0,039)	0,035 (0,095)
Sexo del niño es masculino	0,061*** (0,014)	0,048 (0,039)	0,050*** (0,018)	0,065 (0,049)	-0,117*** (0,036)	-0,073 (0,090)
Edad de la madre en años	0,002 (0,001)		0,002 (0,001)		-0,005** (0,003)	
Índice de bienestar alto (mayor a mediana)	-0,054*** (0,018)		-0,012 (0,024)		0,103** (0,045)	
Madre tiene bajo nivel educativo	0,049*** (0,017)		0,095*** (0,023)		-0,189*** (0,044)	
Constante	-0,006 (0,113)	0,144 (0,438)	0,118 (0,196)	0,021 (0,661)	0,580 (0,570)	0,993 (1,415)

	Variable dependiente: 1 si desnutrido crónico extremo, 0 si no	Variable dependiente: 1 si desnutrido crónico, 0 si no	Variable dependiente: Talla por edad
	[1]	[3]	[5]
	Coef/se	Coef/se	Coef/se
Número de observaciones	3.032	3.032	3.032
R-cuadro ajustado	0,083	0,108	0,194
Efectos fijos del distrito	Sí	Sí	Sí
Efectos fijos del hogar		Sí	Sí
		Coef/se	Coef/se
		[4]	[6]
		Coef/se	Coef/se
		3.032	3.032
		0,344	0,508

La muestra corresponde a hogares que se auto-reportan como beneficiarios de Juntos en las ENDES 2008, 2009 y 2010. Todas las estimaciones incluyen efectos fijos de año de nacimiento y dummies por edad de nacimiento en meses. Se reportan errores estándar robustos a heteroscedasticidad de forma desconocida; \*, \*\*, \*\*\* denotan significancia al nivel de 10%, 5% y 1%.

**Tabla C4**  
**Efectos hijos: Impacto heterogéneo de Juntos – Niños menores de 5 años**

	Variable dependiente: 1 si desnutrido crónico extremo, 0 si no		Variable dependiente: 1 si desnutrido crónico, 0 si no		Variable dependiente: Talla por edad	
	[1] Coef/se	[2] Coef/se	[3] Coef/se	[4] Coef/se	[5] Coef/se	[6] Coef/se
Log-exposición 1-24 meses	-0,005 (0,017)	0,003 (0,043)	-0,045* (0,024)	-0,075 (0,054)	0,098** (0,043)	0,082 (0,113)
Log-exposición por bajo nivel educativo de la madre	0,010 (0,014)	0,038 (0,038)	0,040** (0,018)	0,068 (0,049)	-0,069** (0,035)	-0,081 (0,089)
Sexo del niño es masculino	0,061*** (0,014)	0,049 (0,039)	0,049*** (0,018)	0,068 (0,049)	-0,116*** (0,036)	-0,077 (0,091)
Edad de la madre en años	0,002 (0,001)		0,002 (0,001)		-0,005* (0,003)	
Índice de bienestar alto (mayor a mediana)	-0,054*** (0,018)		-0,011 (0,024)		0,101** (0,045)	
Madre tiene bajo nivel educativo	0,025 (0,034)		0,003 (0,048)		-0,029 (0,094)	▲

	Variable dependiente: 1 si desnutrido crónico extremo, 0 si no	[2] Coef/se	Variable dependiente: 1 si desnutrido crónico, 0 si no	[3] Coef/se	[4] Coef/se	Variable dependiente: Talla por edad	[5] Coef/se	[6] Coef/se
Constante	0,008 (0,113)	0,155 (0,435)	0,171 (0,193)	0,042 (0,650)	0,488 (0,564)	0,803 (1,028)		
Número de observaciones	3.032	3.032	3.032	3.032	3.032	3.032		
R-cuadro ajustado	0,083	0,251	0,110	0,348	0,195	0,509		
Efectos fijos del distrito	Sí		Sí			Sí		
Efectos fijos del hogar		Sí		Sí		Sí		

La muestra corresponde a hogares que se auto-reportan como beneficiarios de Juntos en las ENDES 2008, 2009 y 2010. Todas las estimaciones incluyen efectos fijos de año de nacimiento y dummies por edad de nacimiento en meses. Se reportan errores estándar robustos a heteroscedasticidad de forma desconocida; \*, \*\*, \*\*\* denotan significancia al nivel de 10%, 5% y 1%.



## PUBLICACIONES RECIENTES DE GRADE

### Libros

- 2011 *Construyendo territorios: narrativas territoriales aymaras contemporáneas.*  
Gerardo Damonte. GRADE; CLACSO
- 2010 *Cambio y continuidad en la escuela peruana: Una mirada institucional a la implementación de programas, procesos y proyectos educativos*  
Martín Benavides, Paul Neira, eds., Natalia Arteta, Martín Benavides, Manuel Etesse, Gabriela Guerrero, Paul Neira, Rodrigo A. Zevallos Huaytán
- 2010 *Informe de progreso educativo, Perú 2010*  
Martín Benavides y Magrith Mena
- 2008 *Análisis de programas, procesos y resultados educativos en el Perú Contribuciones empíricas para el debate*  
Martín Benavides, ed., Liliana Miranda, Lorena Alcázar, Juan José Díaz, Patricia Ames, Francesca Uccelli, Alizon Rodríguez Navia, Eduardo Ruiz Urpeque, Néstor Valdivia, Hugo Díaz, Gisele Cuglievan, Vanessa Rojas, Jaris Mujica.
- 2007 *Investigación, políticas y desarrollo en el Perú*  
Patricia Arregui, Eduardo Zegarra, Verónica Minaya, Javier Escobal, Carmen Ponce, Juana Kuramoto, Manuel Glave, Lorena Alcázar, Miguel Jaramillo, Hugo Ñopo, Juan José Díaz, Nancy Birdsall, Rachel Menezes, Máximo Torero, José Deustua,

Manuel Hernández, Santiago Cueto, Martín Benavides, Ernesto Pollitt, Juan León, Martín Valdivia, Néstor Valdivia.

- 2006 *La educación peruana sigue enfrentando desafíos*  
Informe de Progreso Educativo. PREAL, GRADE  
Martín Benavides
- 2006 *Los desafíos de la escolaridad en el Perú: estudios sobre los procesos pedagógicos, los saberes previos y el rol de las familias*  
Martín Benavides, ed., Sandra Azañedo, Santiago Cueto, Juan León, Eloy Neira Riquelme, Magrith Mena, Inés Olivera, Cecilia Ramírez, José Luis Rosales, Patricia Ruiz Bravo.
- 2005 *The Role of Public Infrastructure in Market Development in Rural Peru*  
Javier Escobal, ed.

### **Documentos de investigación**

- 2011 *El uso de categorías étnico/raciales en censos y encuestas en el Perú: balance y aportes para una discusión*  
Néstor Valdivia Vargas (Documento de Investigación 60)
- 2011 *Menos desiguales: la distribución del ingreso luego de las reformas estructurales*  
Miguel Jaramillo, Jaime Saavedra (Documento de Investigación 59)
- 2010 *Alianzas público privadas a favor de la primera infancia en el Perú: Posibilidades y riesgos de su aplicación*  
Gabriela Guerrero, Claudia Sugimaru y Santiago Cueto (Documento de Trabajo 58)
- 2010 *Formando microempresarias: Impacto de la capacitación empresarial en las instituciones de microfinanzas y sus socias*  
Dean Karlan y Martín Valdivia (Documento de Trabajo 57).

- 2010 *De quinto de primaria al fin de la secundaria en seis años: un estudio longitudinal en Puno*  
Santiago Cueto, Gabriela Guerrero, Juan León, Álvaro Zevallos y Claudia Sugimaru (Documento de Trabajo 56).
- 2009 *Shock de precios y vulnerabilidad alimentaria de los hogares peruanos*  
Eduardo Zegarra, Jorge Tuesta (Documento de Trabajo 55).
- 2009 *Pobreza e impactos heterogéneos de las políticas activas de empleo juvenil: el caso de PROJOVEN en el Perú*  
José Galdo, Miguel Jaramillo y Verónica Montalva (Documento de Trabajo 54).
- 2008 *Asistencia docente y rendimiento escolar: el caso del programa META*  
Santiago Cueto, Máximo Torero, Juan León y José Deustua (Documento de Trabajo 53).
- 2007 *Transparencia de los ingresos y pagos en las industrias extractivas*  
Juana R. Kuramoto (Documento de Trabajo 52).
- 2007 *Minería y economía de los hogares en la sierra peruana: impactos y espacios de conflicto*  
Eduardo Zegarra, José Carlos Orihuela, Maritza Paredes (Documento de Trabajo 51).
- 2006 *¿Cómo se ajusta el mercado de trabajo ante cambios en el salario mínimo en el Perú? Una evaluación de la experiencia de la última década*  
Miguel Jaramillo, Kristian López (Documento de Trabajo 50).
- 2006 *Desarrollando mercados rurales: el rol de la incertidumbre y la restricción crediticia*  
Javier Escobal (Documento de Trabajo 49).
- 2005 *El clúster pesquero de Chimbote: acción conjunta limitada y la tragedia de los recursos colectivos*  
Juana R. Kuramoto (Documento de Trabajo 48).

- 2005 *Evaluación de la concesión del puerto de Matarani: ¿quién ganó y quién perdió?*  
Lorena Alcázar y Rodrigo Lovatón (Documento de Trabajo 47).
- 2004 *El seguro escolar gratuito y el seguro materno infantil. Análisis de su incidencia e impacto sobre el acceso a los servicios de salud y sobre la equidad en el acceso*  
Miguel Jaramillo y Sandro Parodi (Documento de Trabajo 46).
- 2004 *Las reformas curriculares del Perú, Colombia, Chile y Argentina: ¿quién responde por los resultados?*  
Guillermo Ferrer (Documento de Trabajo 45).
- 2003 *Las actitudes de los estudiantes peruanos hacia la lectura, la escritura, la matemática y las lenguas indígenas*  
Santiago Cueto, Fernando Andrade y Juan León (Documento de Trabajo 44).
- 2003 *Oportunidades de aprendizaje y rendimiento en matemática en una muestra de estudiantes de sexto grado de primaria de Lima*  
Santiago Cueto, Cecilia Ramírez, Juan León y Oscar Pain (Documento de Trabajo 43).
- 2003 *Estructura del hogar y ahorro durante el ciclo de vida. Evidencia de las cohortes peruanas*  
Jaime Saavedra y Martín Valdivia (Documento de Trabajo 42).
- 2002 *Impacto de la privatización sobre el desempeño de las empresas en el Perú*  
Máximo Torero (Documento de Trabajo 41).
- 2002 *El beneficio de los caminos rurales. Ampliando oportunidades de ingreso para los pobres rurales*  
Javier Escobal y Carmen Ponce (Documento de Trabajo 40).

- 2002 *Un sistema de indicadores líderes del nivel de actividad para la economía peruana*  
Javier Escobal y Javier Torres (Documento de Trabajo 39).
- 2002 *El financiamiento de la educación pública en el Perú. El rol de las familias*  
Jaime Saavedra y Pablo Suárez (Documento de Trabajo 38).
- 2002 *Acerca de la magnitud de la inequidad en salud en el Perú*  
Martín Valdivia (Documento de Trabajo 37).
- 2002 *Una medición del impacto del programa de capacitación laboral juvenil PROJOVEN*  
Hugo Ñopo, Miguel Robles y Jaime Saavedra (Documento de Trabajo 36).

## BOLETINES ANÁLISIS & PROPUESTAS

- N.º 16 Setiembre del 2011  
Miguel Jaramillo: “Menos desiguales: la distribución del ingreso luego de las reformas estructurales”.
- N.º 15 Diciembre del 2008  
Martín Benavides: “¿Derecho vulnerado? Gratuidad de la educación pública, contribuciones económicas familiares y equidad”.  
Raúl Andrade: “La medición de la calidad de vida en Lima Metropolitana y la influencia de los factores individuales, públicos y sociales”.
- N.º 14 Junio del 2008  
Gerardo Damonte: “El esquivo desarrollo social en las localidades mineras”.  
Ricardo Fort: “¿Tiene algún efecto la titulación de tierras en la inversión agrícola?”.

- N.º 13    Diciembre del 2007  
Juana R. Kuramoto: “Minería hoy: la bonanza que no hay que desperdiciar”.  
Miguel Jaramillo y Néstor Valdivia: “Hacia una reforma integral de la capacitación”.
- N.º 12    Mayo del 2007  
Juan José Díaz: “Educación inicial y rendimiento en la escuela”.  
Manuel Glave: “Reforma institucional en la gestión pública ambiental”.
- N.º 11    Agosto del 2006  
Santiago Cueto: “Oportunidades y logros de aprendizaje en el Perú”.  
José Galdo: “¿Por qué es importante considerar la calidad de los programas sociales en el Perú?”.
- N.º 10    Abril del 2006  
Javier Escobal y Carmen Ponce: “Vulnerabilidad de los hogares peruanos ante el TLC”.

### **Otras publicaciones y artículos**

Véase <http://www.grade.org.pe>



El Documento de Investigación 61  
se terminó de imprimir en el  
mes de diciembre del 2011