



Impacto del programa Juntos sobre la nutrición temprana

ALAN SÁNCHEZ Y MIGUEL JARAMILLO BAANANTE*

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 se refleja en 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. Para ello, se aplican dos metodologías: (a) emparejamiento de hogares en base a características observables y doble-diferencia con emparejamiento; (b) estimaciones con efectos fijos distritales y maternos. Los resultados sugieren que el programa habría reducido la incidencia de desnutrición crónica extrema. Asimismo, condicionado a estar afiliado al programa, se detectan efectos positivos según el tiempo de exposición al programa para niños nacidos en hogares con madres relativamente bien educadas.

Palabras Clave : Evaluación de impacto, salud infantil, Perú.

Clasificación JEL : H43, I12, I38, O15.

Los programas de transferencias condicionadas otorgan dinero a familias clasificadas como pobres bajo la condición de que lleven a cabo una serie de inversiones pre-especificadas en el capital humano de sus 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, 2009; Fizbein y Schady, 2009). 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 y otros, 2006; Strauss y Thomas, 2008; Maluccio y otros, 2009), cada año de exposición al programa tiene como resultado salarios que son 1.6% mayores en comparación al de miembros de hogares similares pero no beneficiados.

En Perú, desde fines de 2005 el programa Juntos brinda transferencias monetarias condicionadas a hogares ubicados en distritos pobres del país, con cerca de 420 mil hogares beneficiados hacia fines

* Sánchez: Subgerencia de Investigación Económica, Banco Central de Reserva del Perú, Jr. Antonio Miró Quesada 441-445, Lima 1, Perú (e-mail: alan.sanchez@bcrp.gob.pe). Jaramillo Baanante: Grupo de Análisis para el Desarrollo, Av. Almirante Grau 915, Barranco, Lima 4, Perú (e-mail: mjaramillo@grade.org.pe).

Agradecemos a Marco Pariguana por su excelente labor como asistente de investigación. Asimismo, agradecemos a Nikita Céspedes, Marcos Agurto, César Calvo y a los participantes del Encuentro de Economistas 2011 del BCRP por sus valiosos comentarios. Miguel Jaramillo Baanante agradece la ayuda de una subvención del Centro Internacional de Investigaciones para el Desarrollo, Canadá, bajo la Iniciativa *Think Tank*. Todo error subsistente es de responsabilidad exclusiva de los autores.

de 2010. El programa otorga el equivalente a 100 nuevos soles mensuales con el requerimiento 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 y 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 efectos 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. Otro trabajo no publicado (Gutierrez, 2010) encuentra resultados similares utilizando técnicas de doble-diferencia.

¿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) y el momento de la evaluación. Asimismo, su muestra es relativamente pequeña, pues utilizan 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. Este es un aspecto especialmente sensible si se trata de evaluar el impacto del programa sobre resultados finales.

Hallar efectos sobre resultados finales implica 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 el logro cognitivo sólo para aquellos 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 han 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. De acuerdo con INEI y MEF (2011), la desnutrición crónica, calculada según el estándar de la Organización Mundial de la Salud, se redujo de 28.5% en 2007 a 23.2% en 2010.

Con el fin de evaluar el impacto nutricional de Juntos se utiliza información de la Encuesta Demográfica Nacional y de Salud (ENDES) correspondiente a los años 2008, 2009 y 2010 (años donde es posible determinar si un hogar está o no afiliado a Juntos) y el análisis se enfoca en niños menores de 5 años. En primera instancia, sujeto a la información disponible, se busca 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 procede 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 calculan resultados de doble-diferencia con emparejamiento a fin de determinar si los niños beneficiados por Juntos habrían progresado más que los niños comparables no beneficiados.

De manera complementaria, se lleva a cabo un análisis de efectos fijos para la submuestra 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, definida como el número de meses en 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 momentos en el 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 estadísticamente significativa en los niveles de desnutrición crónica extrema y una mejora en el indicador de talla-por-edad (*z-score*) de los hogares Juntos. 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, mas no necesariamente la desnutrición crónica moderada.

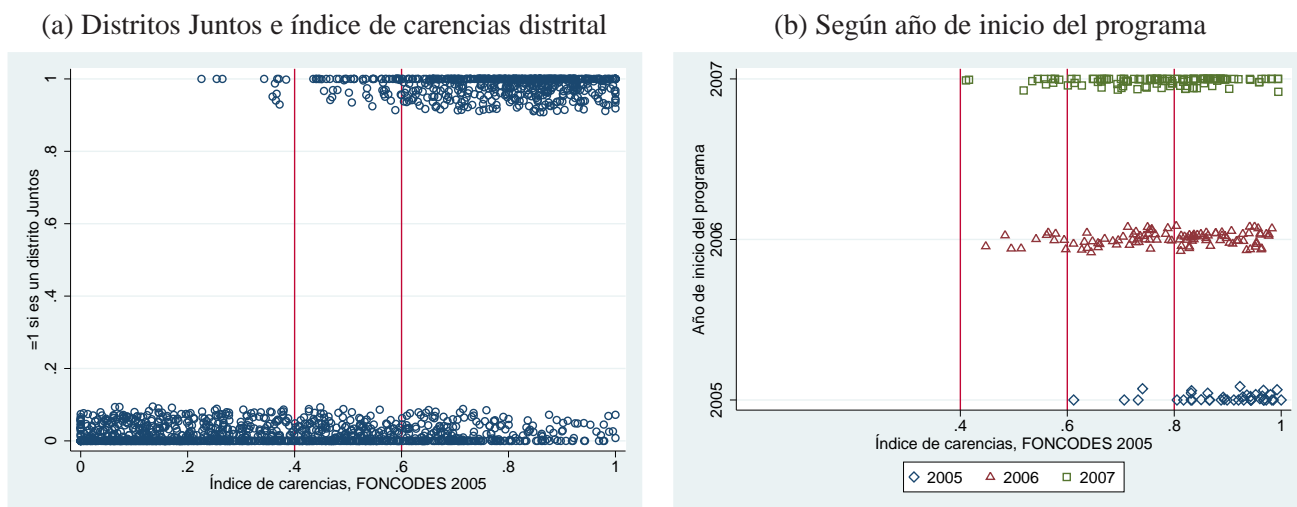
Cuando se aplica la segunda metodología propuesta (efectos fijos), condicionado a estar afiliado a Juntos, en promedio no se detecta un efecto en nutrición temprana debido al número de meses de exposición al programa. Sin embargo, sí se encuentra evidencia de un efecto heterogéneo, de manera tal que 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 o en la comunidad 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 algunos estadísticas descriptivas. La sección 3 describe la metodología empírica y la sección 4 reporta los resultados. La sección 5 concluye.

1 CARACTERÍSTICAS DEL PROGRAMA JUNTOS

El programa Juntos tiene como objetivo llegar a distritos clasificados como prioritarios para la inversión social. Al 2011, 638 distritos rurales fueron atendidos por el programa. Los distritos fueron seleccionados a lo largo de cuatro etapas ocurridas entre los años 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, (v) porcentaje de hogares afectados por violencia política. Estas características fueron medidas a nivel de distritos, utilizando información disponible al año 2005. A partir de esta información, se le dio un peso a cada una de los criterios mencionados 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 1 (p. 56) ilustra la naturaleza de la selección de los distritos. El *índice de carencias distrital* se construye 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. El índice toma valores entre

GRÁFICO 1. *Distritos Juntos e índice de carencias distrital*

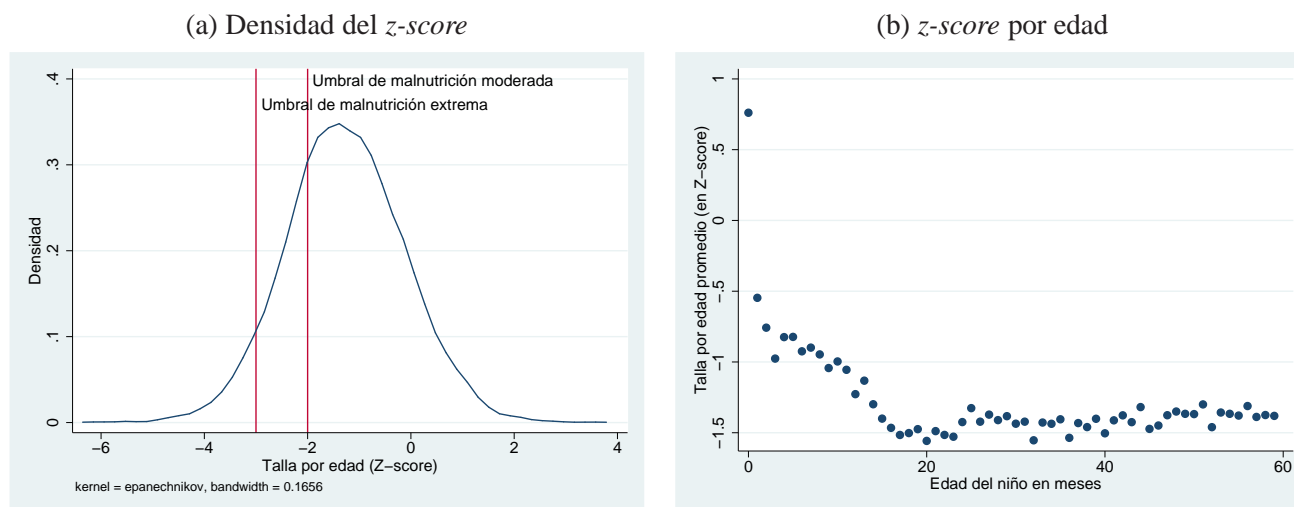
NOTA: El índice de carencias distrital fue construido con el Mapa de Pobreza Distrital de FONCODES (2005).

0 y 1, donde 1 (0) representa el nivel máximo (mínimo) de carencias a nivel distrital. Se observa en el Gráfico 1(a) que, con pocas excepciones, los distritos beneficiados por el programa reportan un índice de carencias distrital mayor a 0.6. Es decir, se trata de distritos relativamente pobres. Asimismo, resalta que el escalonamiento temporal del programa no fue aleatorio. Como se observa en el Gráfico 1(b), los primeros distritos en ser atendidos en el año 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 atendidos 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, (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 al programa Juntos. Para mayores detalles de la regla de elegibilidad utilizada, véase Linares García (2009).

2 DATOS Y DEFINICIONES

Para nuestro análisis se utiliza información de la ENDES de los años 2008, 2009 y 2010. Esta encuesta recopila tanto 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, como información detallada de las características del hogar y de la madre. No se utiliza información de las ENDES de años anteriores a 2008 debido a que sólo a partir de dicho año se incluye en la encuesta una pregunta para que las mujeres entrevistadas señalen si están afiliadas a Juntos.

GRÁFICO 2. ENDES 2010: Talla-por-edad (z -score)

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 intra-uterino (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).¹ 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 2(a) se reporta la función de densidad *kernel* de la talla-por-edad (z -score) para niños menores de 5 años en Perú. Los datos primarios (talla, edad y género) provienen de la ENDES 2010.

La norma establece que todo niño cuya talla-por-edad esté entre dos y tres desviaciones estándares 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 se redujo de 28.5% en 2007 a 23.2% en 2010 (INEI y 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 se va deteriorando con el paso del tiempo, posiblemente debido a una mayor exposición a choques nutricionales. Este hecho se ilustra en el Gráfico 2(b).

El Cuadro 1 (p. 58) presenta promedios muestrales de la ENDES 2010, distinguiendo entre hogares auto-reportados como afiliados al programa Juntos y el resto de hogares.² Como se espera, se observa que los niveles de desnutrición crónica extrema son mayores en los hogares Juntos en comparación al resto de

¹ Se utiliza el estándar más reciente de la OMS (*The WHO Multicentre Growth Reference Study*).

² Se realizó un filtro adicional: sólo se considero a un hogar como afiliado a Juntos si se auto-reportó como afiliado y el hogar está y ubicado en un distrito elegible para el programa.

CUADRO 1. ENDES 2010: Estadísticas descriptivas

	Hogares Juntos	Resto de hogares
Madres con secundaria completa (en %)	23.00	45.00
Edad de la madre	31.60	29.40
Índice de bienestar del hogar	0.31	0.48
Desnutrición crónica, estándar OMS (en %)	49.20	19.70
Desnutrición crónica extrema, estándar OMS (en %)	15.00	4.10
Talla-por-edad (<i>z-score</i>)	-1.97	-1.06
Número de observaciones	1244	7103

hogares (15.0% versus 4.1%). Sin embargo, destaca que en la submuestra 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.

3 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 qué 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 submuestras de unidades elegibles (hogares, distritos).

Como parte del análisis, particularmente para la aplicación de efectos fijos, se utiliza el concepto de periodos sensibles de inversión en salud. Los primeros 24 meses después del nacimiento son considerados un periodo sensible 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.

Emparejamiento

Se utiliza 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. Para ello se estima una variable denominada *propensity score* (PS), definida en el rango [0, 1] donde 0 (1) indica una probabilidad nula (segura) de acceder al programa. El PS se obtiene como el valor predicho de un modelo probabilístico donde la variable dependiente toma el valor de 1 si el individuo accede a Juntos y 0 de otra manera, y los regresores son las características del hogar que determinan la selección del individuo en el programa. Luego, se definen pares donde tanto el individuo beneficiario como el no beneficiario tienen PS relativamente similares (por ejemplo, pueden existir individuos en hogares pobres que no acceden a Juntos por estar localizados en distritos no elegibles). El PS se estimó a partir de las características sociodemográficas del hogar observadas en la ENDES así como las características del distrito en 2005.

CUADRO 2. Variables consideradas para la estimación del PS

Variable	Fuente
Incidencia de la pobreza monetaria (ponderación: 0.1)	INEI 2005
Severidad de la pobreza monetaria (ponderación: 0.1)	INEI 2005
Tasa de desnutrición crónica de niños entre 6 y 9 años (ponderación: 0.3)	Censo Escolar 2005
Índice de necesidades básicas insatisfechas (ponderación: 0.167)	Censo Nacional 2005
Porcentaje de hogares afectados por violencia política (ponderación: 0.333)	Prog. Apoyo al Repoblamiento
Porcentaje de mujeres que no saben leer dentro del hogar	ENDES
Porcentaje de menores en edad escolar que no asisten a algún programa de enseñanza regular dentro del hogar	ENDES
Uso de fuentes industriales de combustible para cocinar en el hogar (gas, petróleo, kerosene)	ENDES
Número de artefactos y activos ausentes en el hogar (radio, televisor, refrigerador, bicicleta, motocicleta y automóvil)	ENDES
Tenencia de servicio de alumbrado, agua y servicios higiénicos en el hogar	ENDES
Tipo de material de construcción de pisos, paredes y techos (nivel bajo, nivel medio y nivel alto).	ENDES
Etnicidad de la madre	ENDES
Educación de la madre (en años)	ENDES
Edad de la madre (en años)	ENDES
Número de miembros del hogar	ENDES
Altitud del distrito (en metros sobre el nivel del mar)	ENDES

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 Cuadro 2. Cabe notar que para la construcción del índice de focalización geográfica se consideraron características a nivel distrital, donde las ponderaciones se obtuvieron de Linares García (2009).

El PS se estimó por separado para las ENDES 2008, 2009 y 2010. Una vez estimado, para el emparejamiento se optó por utilizar el criterio de *nearest neighbour matching*, considerando sólo aquellos hogares dentro del soporte común. Es decir, se excluyeron aquellos hogares para los que no se observa un traslape en la distribución del PS de los beneficiados y no-beneficiados. 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 PS muy alto) y aquellos hogares no beneficiados por Juntos con un nivel socioeconómico muy alto (y por tanto con un PS muy bajo). De esta manera se obtuvo un estimado del impacto del programa comparando al grupo tratado con el de no tratados emparejado. Para las estimaciones se aplicó la rutina de programación de Leuven y Sianesi (2003).

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

$$(H_i | E_i = 1) = \alpha_d + \alpha_t + \rho \text{Intensidad}_i + X_i' \beta + \eta_i \quad (1)$$

donde E_i toma el valor de 1 si el niño i es elegible para el programa Juntos y 0 de otra manera, H_i es un resultado nutricional del niño i nacido en el distrito d en el año t , Intensidad $_i$ 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), α_d son aquellas características del distrito que no varían en el tiempo, α_t son características comunes a todos los niños observados en el año t y η_i es el término de error. Ésta es una estimación con efectos fijos del distrito. El impacto del programa, medido por ρ , está identificado a partir de diferencias en la intensidad de la exposición al programa de niños nacidos en distritos elegibles.

De manera similar, es posible realizar una estimación con efectos 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 en edades distintas. Este aspecto es relevante para fines del 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 2(b). Esto complicaría la interpretación de la estimación con efectos fijos del hogar.

4 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 discutido en la sección 2 (es decir, de acuerdo con estándares de la OMS).

Emparejamiento

Se realizaron estimaciones separadas según si el hogar fue encuestado en el año 2008, 2009 o 2010. La ecuación que determina el PS (la probabilidad de estar afiliado al programa, estimada a partir de un modelo logístico de variable binaria) se reporta en el Cuadro 3 (p. 61). 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% (utilizando un umbral de 0.5).

A partir de los PS obtenidos se procedió a hacer el emparejamiento de hogares para 2008, 2009 y 2010, respectivamente. El Gráfico 3 (p. 61) reporta la función de densidad *kernel* del PS tanto antes como después del emparejamiento para los grupos tratados (beneficiarios de Juntos) y de control (no beneficiarios) 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 (resultados disponibles bajo solicitud).³

Antes de proceder con la evaluación del impacto nutricional de Juntos, una manera de contrastar la idoneidad de la estrategia empírica propuesta es verificar hasta qué punto ésta es lo suficientemente

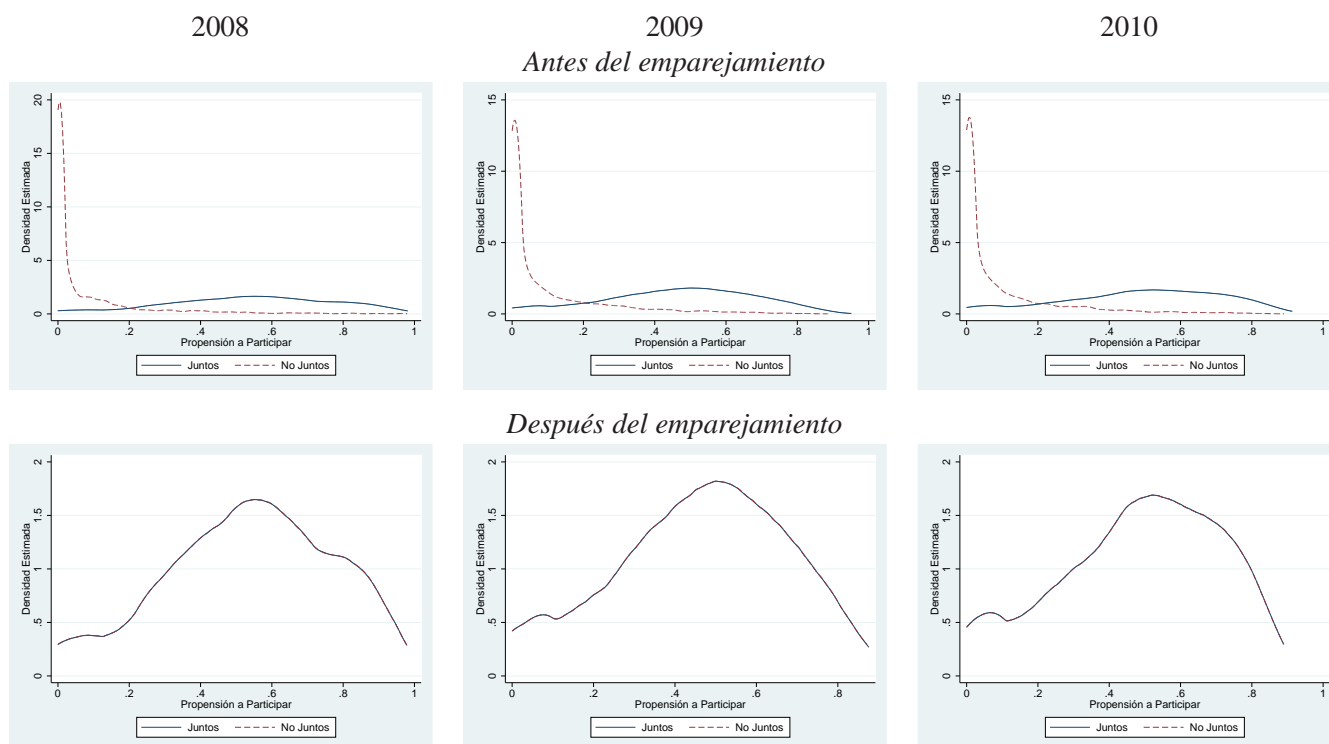
³ Estos resultados también están disponibles en una versión previa de este documento, ver Sánchez y Jaramillo (2011, p. 28).

CUADRO 3. Estimación del PS. Variable dependiente: 1 si el niño está afiliado a Juntos y 0 si no lo está

	ENDES 2008	ENDES 2009	ENDES 2010
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 es 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 español	0.188 (0.069)***	0.110 (0.049)**	0.175 (0.053)***
Número de miembros del hogar	0.037 (0.015)**	0.043 (0.011)***	0.029 (0.012)**
Altitud del distrito (msnm)	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)***
Constante	-4.459 (0.306)***	-4.733 (0.224)***	-3.775 (0.214)***
Número de observaciones	5584	8979	8335
Pseudo R-cuadrado	0.479	0.390	0.403
Predictividad de valores positivos	0.750	0.680	0.730
Predictividad de valores negativos	0.930	0.910	0.920

NOTAS: Errores estándares en paréntesis. Niveles de significación: 1%(***), 5%(**), 10%(*).

GRÁFICO 3. Emparejamiento con reemplazo (nearest neighbor matching)



CUADRO 4. PSM: Impacto de Juntos sobre el número de vacunas recibidas por niños menores de 5 años

		ENDES 2008	ENDES 2009	ENDES 2010
(a) Afiliados a Juntos	Media	6.59	6.43	6.69
	Observaciones	785	1323	1239
(b) No afiliados a Juntos (emparejados)	Media	6.44	5.99	5.89
	Observaciones	4798	7653	7091
(a) – (b)	Efecto	0.148	0.438***	0.801***
	Error estándar	0.186	0.133	0.141
	Estadístico <i>t</i>	0.790	3.290	5.670

NOTAS: 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. *, **, *** denota significación estadística al nivel de 10%, 5% y 1%, respectivamente.

bueno como para detectar el impacto del programa sobre las condicionalidades mismas 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 el Cuadro 4 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 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.

Los resultados principales se reportan en el Cuadro 5 (p. 63) para desnutrición crónica extrema, desnutrición crónica y talla-por-edad (*z-score*). Recuérdese que desnutrición crónica implica tener un *z-score* por debajo de -2 , mientras que la 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 (15.0% versus 17.7% en 2010 y 16.4% versus 18.5% en 2009). La diferencia, sin embargo, no es estadísticamente significativa. La imposibilidad de rechazar 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 estimados. 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 reducido, sobre todo si se considera que una gran parte de los hogares fueron afiliados a Juntos durante 2007.

Una manera de extender el análisis utilizando los resultados hallados consiste en hacer un análisis de doble-diferencia (DD), 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. Al hacer esto, se observa que la reducción en el nivel de desnutrición extrema de los hogares Juntos (7.9 puntos porcentuales) fue mayor a la observada en el grupo de control (-0.6 puntos porcentuales) y la diferencia es estadísticamente significativa. Estos resultados sugieren que Juntos sí habría tenido un impacto en la incidencia de desnutrición crónica extrema.

En el segundo panel del Cuadro 5 se reportan resultados análogos utilizando la incidencia de

CUADRO 5. PSM: Impacto de Juntos en niños menores de 5 años

		ENDES 2008	ENDES 2009	ENDES 2010	DD (2010 – 2008)
<i>Desnutrición crónica extrema</i>					
(a) Afiliados a Juntos	Media	0.229	0.164	0.150	-0.079
	Observaciones	785	1323	1239	
(b) No afiliados a Juntos (emparejados)	Media	0.171	0.185	0.177	0.006
	Observaciones	4798	7653	7091	
(a) – (b)	Efecto	0.057*	-0.021	-0.027	-0.084**
	Error estándar	0.031	0.020	0.020	0.041
	Estadístico <i>t</i>	1.870	-1.040	-1.310	-2.050
<i>Desnutrición crónica (moderada o extrema)</i>					
(a) Afiliados a Juntos	Media	0.581	0.510	0.496	-0.085
	Observaciones	785	1323	1239	
(b) No afiliados a Juntos (emparejados)	Media	0.535	0.508	0.485	-0.050
	Observaciones	4798	7653	7091	
(a) – (b)	Efecto	0.046	0.001	0.010	-0.035
	Error estándar	0.042	0.027	0.030	0.048
	Estadístico <i>t</i>	1.100	0.050	0.350	-0.730
<i>Talla-por-edad (z-score)</i>					
(a) Afiliados a Juntos	Media	-2.13	-1.98	-1.99	0.145
	Observaciones	785	1323	1239	
(b) No afiliados a Juntos (emparejados)	Media	-2.03	-1.98	-2.01	0.014
	Observaciones	4798	7653	7091	
(a) – (b)	Efecto	-0.103	-0.001	0.027	0.131*
	Error estándar	0.096	0.064	0.063	0.072
	Estadístico <i>t</i>	-1.070	-0.030	0.440	1.810

NOTAS: Ver notas al Cuadro 4.

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 puntos porcentuales), esta reducción no es estadísticamente distinta de la observada en los hogares no afiliados en el mismo periodo (5.0 puntos porcentuales).

Una manera de interpretar los resultados de los dos primeros paneles 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.

El tercer panel del Cuadro 5 reporta resultados análogos utilizando la variable talla-por-edad (*z-score*) como indicador nutricional. Recuérdese que, *ceteris paribus*, un mayor *z-score* es indicador de un mejor historial nutricional. De manera similar a los casos anteriores, se encuentra que si bien los niños afiliados

CUADRO 6. Efectos fijos: Impacto de Juntos en niños menores de 5 años

	Desnutrición crónica extrema		Desnutrición crónica		Talla-por-edad	
	<i>Sin interacciones</i>					
	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]
Exposición 1-24 meses (log)	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)	
Bienestar 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)	
Número de observaciones	3032	3032	3032	3032	3032	3032
R-cuadrado ajustado	0.083	0.250	0.108	0.344	0.194	0.508
Efectos fijos del distrito	Sí		Sí		Sí	
Efectos fijos del hogar		Sí		Sí		Sí
	<i>Con interacciones</i>					
	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]
Exposición 1-24 meses (log)	-0.005 (0.017)	0.003 (0.043)	-0.045* (0.024)	-0.075 (0.054)	0.098** (0.043)	0.082 (0.113)
Exposición (log)	0.010 (0.014)	0.038 (0.038)	0.040** (0.018)	0.068 (0.049)	-0.069** (0.035)	-0.081 (0.089)
× Bajo nivel educativo de la madre	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)	
Bienestar 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)	
Número de observaciones	3032	3032	3032	3032	3032	3032
R-cuadrado 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

NOTAS: Errores estándares en paréntesis. Niveles de significación: 1%(***), 5%(**), 10%(*).

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 estándares, mientras que en los no afiliados emparejados la talla-por-edad se mantuvo prácticamente constante. La diferencia en el progreso de ambos grupos es estadísticamente significativa.

Efectos fijos

Se presentan resultados de estimaciones de modelos lineales en parámetros con efectos fijos distritales y del hogar, ver ecuación (1). 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, 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.

Los resultados se presentan en el Cuadro 6 (p. 64). El panel superior reporta el efecto promedio de la intensidad de la exposición sobre desnutrición crónica extrema, desnutrición crónica (moderada o extrema) y talla-por-edad (*z-score*). Por su parte, el panel inferior estima este efecto distinguiendo entre hogares cuyas madres tienen distintos niveles educativos, con el propósito de evaluar la posible existencia de efectos heterogéneos según las características del hogar. Asimismo, se reportan 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 del panel inferior capturan efectos diferenciados del tiempo de exposición al programa de acuerdo al nivel educativo de la madre. Dicho efecto se implementa 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. Las estimaciones sugieren que, entre los afiliados, en el caso de los niños cuyas madres están relativamente bien educadas habrían efectos nutricionales favorables 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) para una discusión de los canales de transmisión. Primero, es probable que madres mejor educadas procesen mejor la información recibida (por ejemplo, información referida a mejores prácticas de crianza). Segundo, es también más probable que madres mejor educadas cuenten con mayores ingresos. Tercero, es posible 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 incluye un número limitado de controles en la estimación, la educación de la madre podría estar actuando como *proxy* de otros activos a nivel del hogar o de la comunidad que son requeridos para que las transferencias monetarias otorgadas por este tipo de programas se trasladen en mejores indicadores nutricionales.

5 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 de que no se detecte un efecto del programa sobre la malnutrición 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 aún pueden ser puestos en duda. En particular, las principales conclusiones se obtienen del estimador de doble-diferencia con emparejamiento. Si bien esta estrategia es superior a la aplicación de doble-diferencia sin emparejamiento, destaca el hecho de que en 2008 los niños afiliados al programa presentan peores

indicadores nutricionales que los niños en el grupo de control, sugiriendo que los hogares no afiliados emparejados podrían ser distintos de los afiliados en dimensiones ignoradas en el 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, lo que produciría resultados más robustos del impacto nutricional del programa.

Finalmente, 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 realizar estudios específicos para hogares afiliados a Juntos y para hogares comparables, lo que permitiría tener un tamaño de muestra mayor para estos grupos de la población. Otra alternativa es que ENDES haga un sobre muestreo de los distritos donde Juntos está focalizado.

REFERENCIAS

- 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*, The International Bank for Reconstruction and Development / The World Bank.
- Guabloche, J. y A. Sánchez (2009), “¿Qué sabemos sobre los programas de transferencias condicionadas? Lecciones de la experiencia”, Banco Central de Reserva del Perú, *Revista Moneda*, 147, 19-23.
- Gutierrez, J. (2010), “Impact evaluation of the conditional cash transfer Juntos in Peru”, Universidad de Berkeley, edición mimeografiada.
- Instituto Nacional de Estadística e Informática y Ministerio de Economía y Finanzas (2011), *Perú: Indicadores de Resultados de los Programas Estratégicos, 2010*, INEI y MEF.
- Leuven, E. y B. Sianesi (2003), “PSMATCH2: Stata module to perform full Mahalanobis and propensity score matching, common support graphing, and covariate imbalance testing”, Statistical Software Components S432001, Department of Economics, Boston College.
- 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, BID.
- Maluccio, J., J. Hoddinott, J. Behrman, R. Martorell, A. Quisumbing, y A. Stein (2009), “The cross-country incidence of the global crisis”, *Economic Journal*, 119(537), 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”, The World Bank, Technical Report .
- Sánchez, A. y M. Jaramillo (2011), “Impacto del programa Juntos sobre nutrición temprana”, Banco Central de Reserva del Perú, Documento de trabajo 2012-001.
- Strauss, J. y D. Thomas (2008), “Health over the life course”, en Schultz, P. y J. Strauss (eds.), *Handbook of Development Economics*, Elsevier, vol. 4, cap. 54, 3375-347.
- Thomas, D., J. Strauss y M. Henriques (1991), “How does mother’s education affect child height?”, *Journal of Human Resources*, 26(2), 183-211.