



BANCO CENTRAL DE RESERVA DEL PERÚ

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

Alan Sánchez\*

Miguel Jaramillo\*\*

\* Banco Central de Reserva del Perú

\*\* Grupo de Análisis para el Desarrollo

DT. N° 2012-001  
Serie de Documentos de Trabajo  
Working Paper series  
Enero 2012

Los puntos de vista expresados en este documento de trabajo corresponden a los autores y no reflejan necesariamente la posición del Banco Central de Reserva del Perú.

The views expressed in this paper are those of the authors and do not reflect necessarily the position of the Central Reserve Bank of Peru.

# Impacto del programa Juntos sobre nutrición temprana\*

Alan Sánchez\*\*

Miguel Jaramillo Baanante\*\*\*

Diciembre 2011

## 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.

*Clasificación JEL:* H43, I12, I38, O15

*Palabras clave:* Evaluación de Impacto, Salud Infantil, Perú

---

\* 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 (Banco Central de Reserva del Perú) por sus valiosos comentarios a versiones previas de este documento. 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. Miguel Jaramillo Baanante agradece la ayuda de una subvención del Centro Internacional de Investigaciones para el Desarrollo, Canadá, bajo la Iniciativa *Think Tank*.

# 1 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; Fizein y Schady, 2009). Esto es importante no sólo *per se* sino también debido a los vínculos entre nutrición temprana y productividad laboral. Por ejemplo, en el caso del programa *Oportunidades*, Fizein 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 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

---

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

<sup>2</sup> 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.

<sup>3</sup> Según el estándar establecido por la Organización Mundial de la Salud.

<sup>4</sup> Sólo para estos años es posible determinar si un hogar está o no afiliado a Juntos (auto-reportado).

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, 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 2 describe algunas características del programa Juntos pertinentes al presente análisis. La Sección 3 presenta los datos, define los indicadores nutricionales considerados (desnutrición crónica, desnutrición crónica extrema, talla-por-edad) y reporta algunas estadísticas descriptivas. La Sección 4 motiva los problemas metodológicos involucrados en la identificación del efecto causal del programa Juntos. La Sección 5 describe la metodología empírica y la Sección 6 reporta los resultados del análisis. La Sección 7 concluye.

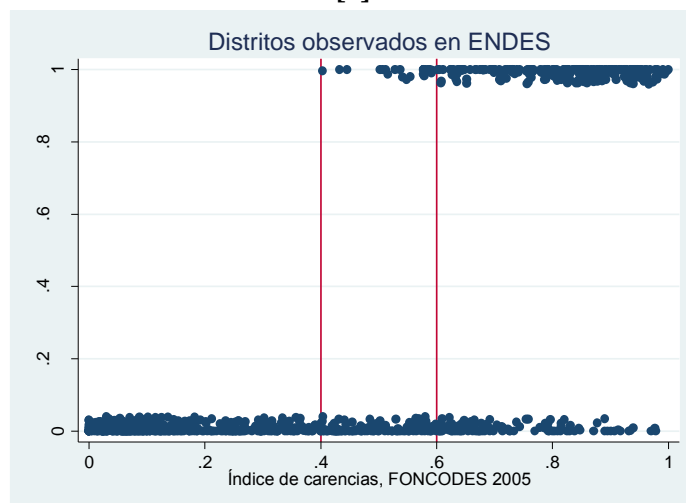
## **2 Características del Programa Juntos**

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). La Figura 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.

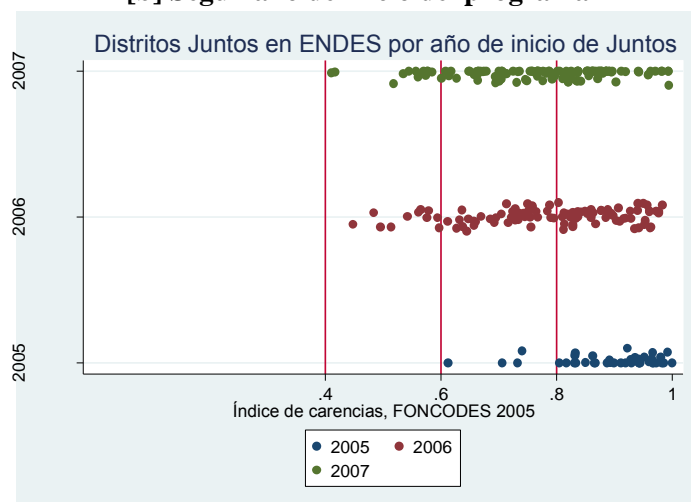
---

<sup>5</sup> 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

**Figura 1: Distritos Juntos e Índice de Carencias Distrital\***  
[a]



[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 la Figura 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

---

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).

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).

### **3 Datos y definiciones**

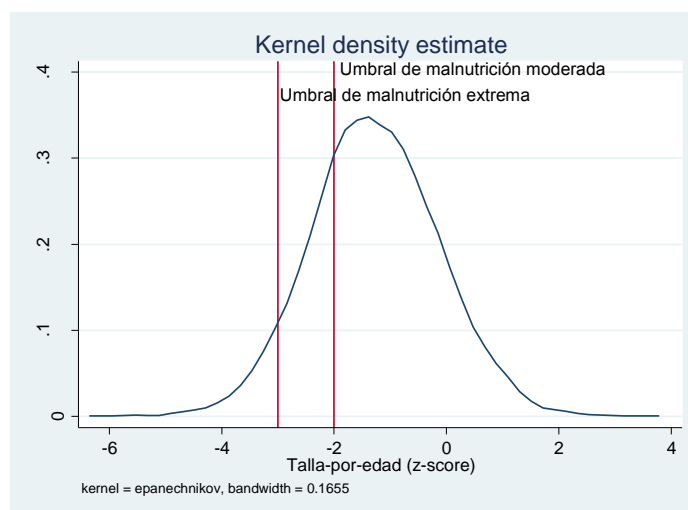
Para el análisis se utiliza información de la Encuesta Nacional Demográfica y de Salud (ENDES) 2008, 2009 y 2010. Esta encuesta recopila información de indicadores nutricionales y de salud de los hijos biológicos menores de cinco años nacidos de mujeres con edades entre 15 y 49 años, así como información detallada de las características del hogar y de la madre. Con excepción de la Sección 4, 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 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

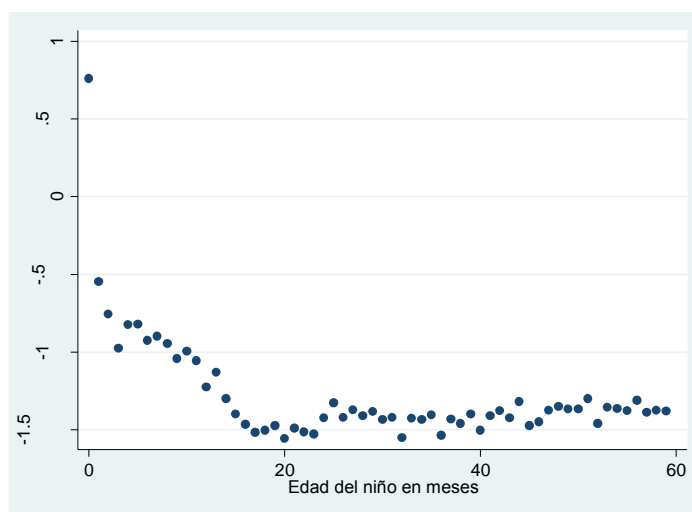


Organización Mundial de la Salud (OMS).<sup>6</sup> Es decir, se procede a estandarizar la talla-por-edad de cada niño observado en la ENDES según la distancia entre este y el niño mediano saludable de la misma edad (Z-score). Para fines ilustrativos, en la Figura 2a se reporta la función de densidad *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.

**Figura 2:**  
**[a] Distribución de talla-por-edad (Z-score)**



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



Fuente: ENDES 2010  
Elaboración: propia

<sup>6</sup> 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)

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 la Figura 2b.

La Tabla A1 (Apéndice A) presenta estadísticas descriptivas de la muestra ENDES 2010 (medias muestrales) distinguiendo entre hogares auto-reportados 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).

---

<sup>7</sup> 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.

## 4 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 Figura 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 2008-2010 (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 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

---

<sup>8</sup> 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.

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

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 “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 la siguiente 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.

## **5 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.

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

## 5.2 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,

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

---

<sup>10</sup> 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).

<sup>11</sup> 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 socio-económico muy bajo (y por tanto con un *score* muy alto) y aquellos hogares no beneficiados por Juntos con un nivel socio-económico muy alto (y por tanto con un *score* muy bajo).

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

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  $t$ ;  $J_i$  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;  $\alpha_i$  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 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 3 y se ilustra en la Figura 2b. Esto complica la interpretación de la estimación con efectos fijos del hogar.

## 6 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 3 (estándar de la OMS).

## 6.1 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. La Figura C1 en el Apéndice reporta la función de densidad *kernel* del *score* tanto antes como después del emparejamiento para los grupos tratados y de control, con reemplazo, para cada uno de los años mencionados. Emparejamiento con reemplazo significa que un hogar no-afiliado puede ser utilizado como contra-factual 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 Figura C2).

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

---

<sup>13</sup> Se usa un umbral de 0.5.



adecuada para capturar diferencias entre ambos grupos (afiliados y no-afiliados).

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

		ENDES 2008	ENDES 2009	ENDES 2010
		[1]	[2]	[3]
<b>(a) Afiliados a Juntos</b>	Media	6.59	6.43	6.69
	n	785	1323	1239
<b>(b) No afiliados a Juntos (emparejados)</b>	Media	6.44	5.99	5.89
	n	4798	7653	7091
<b>(a)-(b)</b>		0.148	0.438***	0.801***
<b>Error estándar</b>		0.186	0.133	0.141
<b>Estadístico t</b>		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.

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 (15.0% 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 (-0.6 p.p.), y la diferencia es estadísticamente significativa. Estos resultados sugieren que Juntos si 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]
<b>(a) Afiliados a Juntos</b>	Media	0.229	0.164	0.150	-0.079
	n	785	1323	1239	
<b>(b) No afiliados a Juntos (emparejados)</b>	Media	0.171	0.185	0.177	0.006
	n	4798	7653	7091	
<b>(a)-(b)</b>		0.057*	-0.021	-0.027	-0.084**
<b>Error estándar</b>		0.031	0.020	0.020	0.041
<b>Estadístico t</b>		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]
<b>(a) Afiliados a Juntos</b>	Media	0.581	0.510	0.496	-0.085
	n	785	1323	1239	
<b>(b) No afiliados a Juntos (emparejados)</b>	Media	0.535	0.508	0.485	-0.050
	n	4798	7653	7091	
<b>(a)-(b)</b>		0.046	0.001	0.010	-0.035
<b>Error estándar</b>		0.042	0.027	0.030	0.048
<b>Estadístico t</b>		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 0.145 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]
<b>(a) Afiliados a Juntos</b>	Media	-2.13	-1.98	-1.99	0.145
	n	785	1323	1239	
<b>(b) No afiliados a Juntos (emparejados)</b>	Media	-2.03	-1.98	-2.01	0.014
	n	4798	7653	7091	
<b>(a)-(b)</b>		-0.103	-0.001	0.027	0.131*
<b>Error estándar</b>		0.096	0.064	0.063	0.072
<b>Estadístico t</b>		-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.

## 6.2 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 6.1; 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.

## **7 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 que 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

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 World Bank.

Guabloche, J. y A. Sánchez. 2011. “*¿Qué sabemos sobre los programas de transferencias condicionadas? Lecciones de la experiencia,*” Revista Moneda, Banco Central de Reserva del Perú, 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,” Instituto Nacional de Estadística e Informática y 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*”.

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).

Perova, E. y R. Vakis. 2009. “*Welfare impacts of the Juntos program in Peru: evidence from a non-experimental evaluation,*” Technical Report, The World Bank.

Strauss, J. y D. Thomas. 2008. “*Health over the Life Course,*” en *Handbook of Development Economics*, Schultz, P. y Strauss, J. eds. Capítulo 54, Vol. 4.

Thomas, D., J. Strauss y M. Henriques. 1991. “*How Does Mother's Education Affect Child Height?*” The Journal of Human Resources, 26(2), pp. 183-211.

## Apéndice A

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

	Hogares Juntos [1]	Resto De hogares [2]
<b>Madres con secundaria completa (en %)</b>	23	45
<b>Edad de la madre</b>	31.6	29.4
<b>Índice de bienestar del hogar</b>	0.31	0.48
<b>Desnutrición crónica, estándar OMS (en %)</b>	49.2	19.7
<b>Desnutrición crónica extrema, estándar OMS (en %)</b>	15.0	4.1
<b>Talla-por-edad (Z-score)</b>	-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 de Juntos 2008-2010 [2]	DD [2]-[1]
<b>(a) Hogares en distritos no elegibles para Juntos</b>	Media	0.139	0.095	-0.044
	Error est.	0.024	0.006	0.022
	n	201	2438	
<b>(b) Hogares en distritos elegibles para Juntos</b>	Media	0.197	0.162	-0.036
	Error est.	0.016	0.005	0.016
	n	588	4610	
<b>(a)-(b)</b>				-0.008
<b>Error estándar</b>				0.030
<b>Estadístico t</b>				-0.3

Nota: \*, \*\*, \*\*\* denotan significancia al nivel de 10%, 5% y 1%, respectivamente.

**Tabla B2: DD: Desnutrición crónica extrema en distritos elegibles, parte I**

		2005 [1]	2007 [2]	DD [2]-[1]
<b>(a) Hogares en distritos a ser beneficiados por Juntos desde 2007</b>	Media	0.169	0.157	-0.012
	Error est.	0.017	0.005	0.017
	n	125	923	
<b>(b) Hogares en distritos a ser beneficiados por Juntos desde 2005</b>	Media	0.304	0.173	-0.131
	Error est.	0.041	0.012	0.037
	n	491	4754	
<b>(a)-(b)</b>				0.119***
<b>Error estándar</b>				0.039
<b>Estadístico t</b>				3.0

Nota: \*, \*\*, \*\*\* denotan significancia al nivel de 10%, 5% y 1%, respectivamente.

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

		<b>2005</b>	<b>2008-2010</b>	<b>DD</b>
		<b>[1]</b>	<b>[2]</b>	<b>[2]-[1]</b>
<b>(a) Hogares en distritos beneficiados por Juntos desde 2007 (baja intensidad)</b>	Media	0.169	0.156	-0.013
	Error est.	0.017	0.006	0.017
	n	125	4209	
<b>(b) Hogares en distritos beneficiados por Juntos desde 2005 (alta intensidad)</b>	Media	0.304	0.168	-0.136
	Error est.	0.041	0.013	0.037
	n	491	843	
<b>(a)-(b)</b>				0.123***
<b>Error estándar</b>				0.017
<b>Estadístico t</b>				7.1

Nota: \*, \*\*, \*\*\* denotan significancia al nivel de 10%, 5% y 1%, respectivamente.

## 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.

---

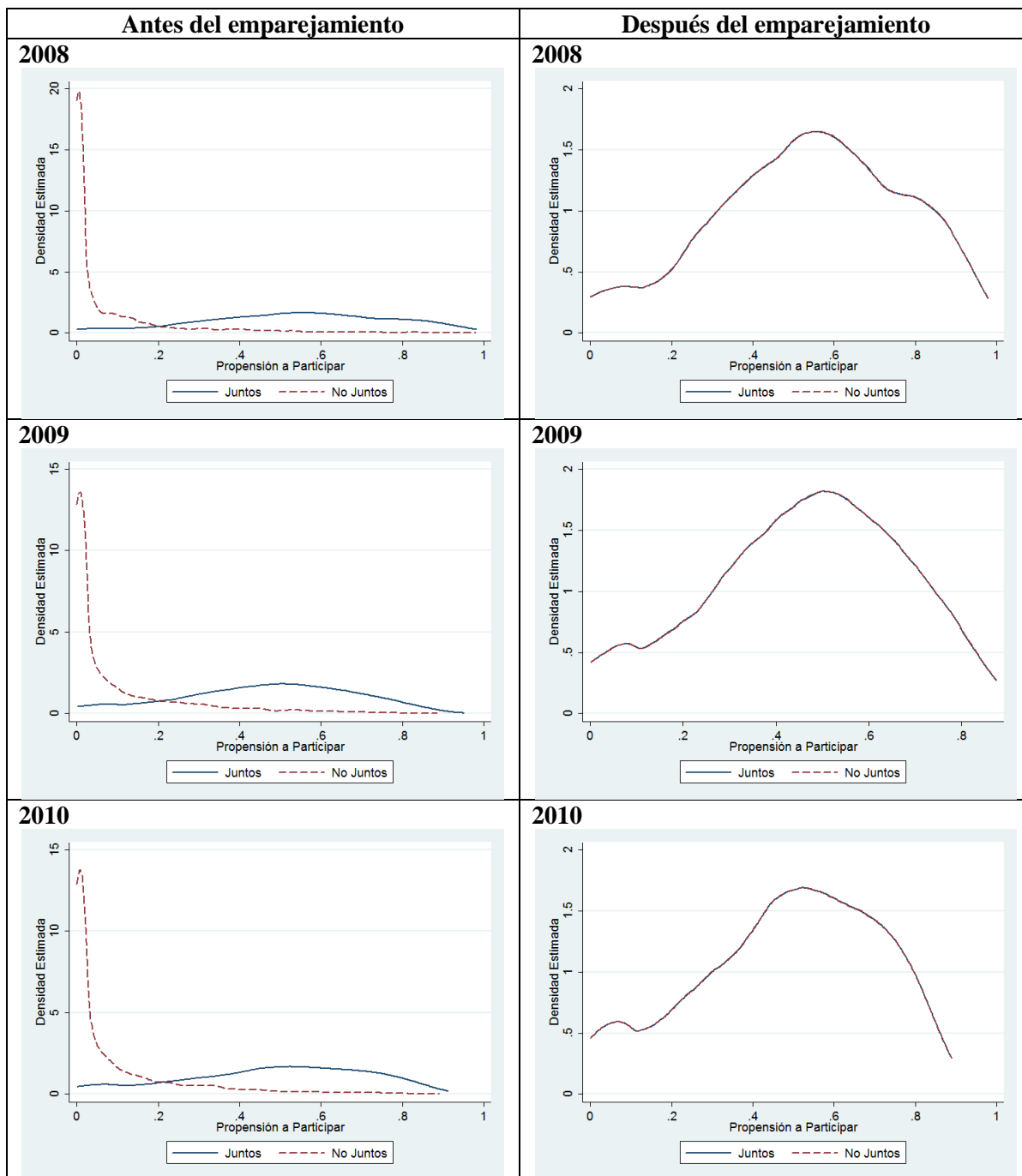
<sup>14</sup> Se consideraron tres dimensiones: si el piso está hecho de cemento, granito o parquet; si los muros son de ladrillo o cemento; y, si el techo está hecho de concreto. Se considera que el nivel de los materiales de construcción es bajo si el hogar sólo cuenta con uno de los tres aspectos 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**

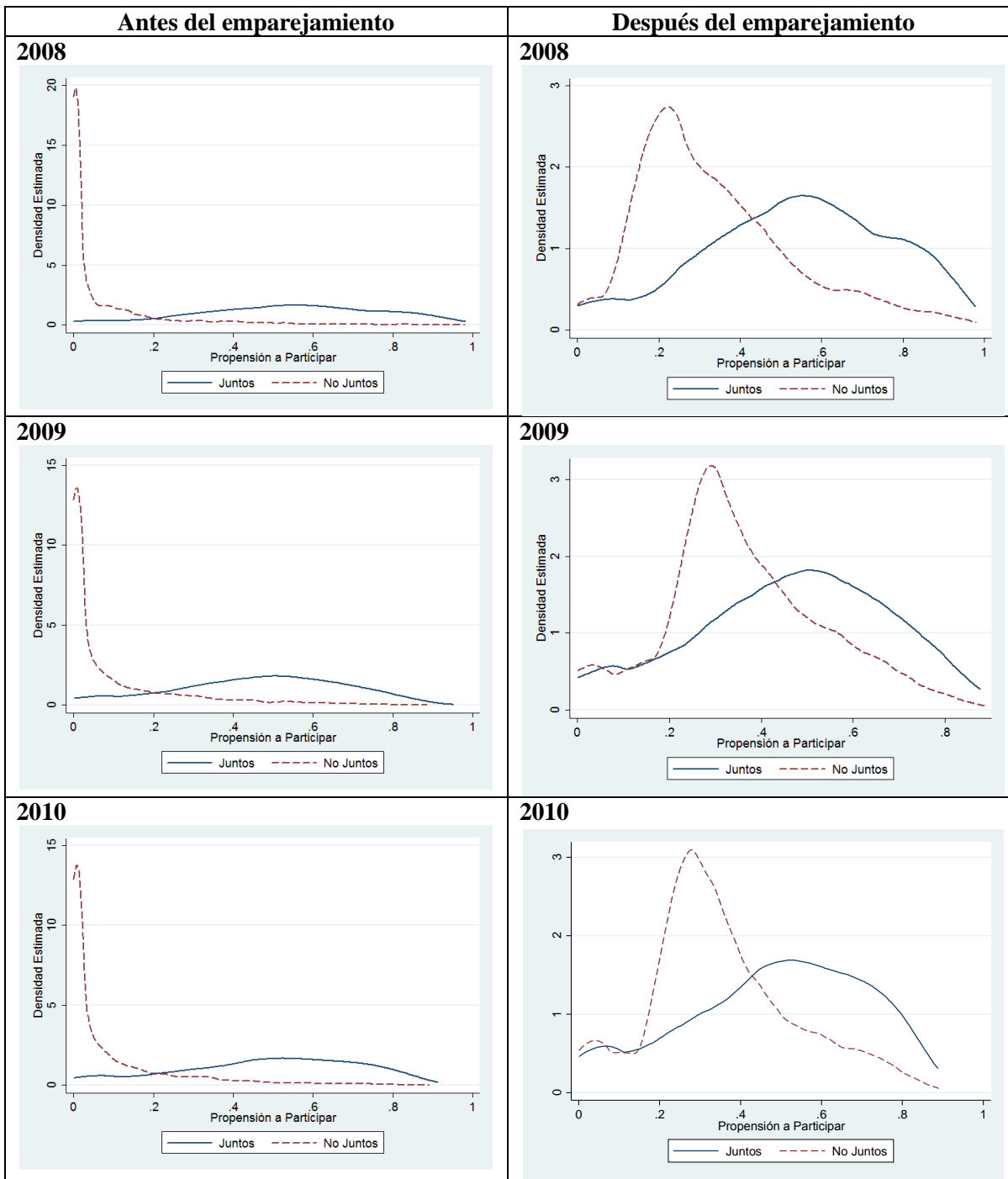
	ENDES 2008	ENDES 2009	ENDES 2010
	coef/se	coef/se	coef/se
Indice geográfico distrital	0.076*** (0.004)	0.070*** (0.003)	0.065*** (0.003)
Calidad de materiales de construcción del hogar: baja	0.211* (0.110)	0.305*** (0.073)	0.157** (0.072)
Calidad de materiales de construcción del hogar: media	0.176 (0.139)	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 (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

**Figura C1: Emparejamiento con algoritmo *nearest neighbor matching*  
Con reemplazo**



**Figura C2: Emparejamiento con algoritmo *nearest neighbor matching*  
Sin reemplazo**



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

Variable	Muestra	Promedios			%reducción del sesgo
		Tratado	Control	% sesgo	
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
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 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	2942.7	1292.3	129.5	
	Emparejada	2940.4	2953.7	-1.1	99.2

**Tabla C3: Efectos fijos: 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	-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)
Número de observaciones	3 032	3 032	3 032	3 032	3 032	3 032
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

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 fijos: 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 x 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)	
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-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

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%.