

Efectos del Programa de Transferencias Condicionadas JUNTOS en el Peso al Nacer de los Niños

Informe Final

Proyecto Mediano
CIES-IDRC-DFATD-Fundación M.J. Bustamante 2013

Investigadores Responsables:

Juan José Díaz
GRADE
jjdiaz@grade.org.pe

Victor Saldarriaga
Vancouver School of Economics
vsaldarriaga@alumni.ubc.ca

Diciembre de 2014

Los autores agradecen los comentarios de Lorena Alcázar, Alan Sánchez y un lector anónimo a versiones preliminares del documento. Las conclusiones y opiniones descritas a lo largo del presente estudio no reflejan necesariamente la postura de GRADE ni del CIES. Cualquier error u omisión es de responsabilidad exclusiva de los autores.

Resumen

El presente estudio analiza el efecto del Programa de Transferencias Condicionadas JUNTOS en la salud neo-natal de niños y niñas que fueron expuestos al Programa durante la gestación. Asimismo, se explora si JUNTOS ha mejorado el cuidado de la salud pre-natal de las madres gestantes. Se estiman modelos de dobles diferencias, efectos fijos por madres y variables instrumentales para determinar los efectos de JUNTOS en una serie de indicadores de salud neo-natal - principalmente el peso al nacer de los niños - y de cuidado pre-natal de la salud. Los datos utilizados provienen de la Encuesta Demográfica y de Salud Familiar (ENDES) del periodo 2004-2013. Los resultados sugieren que JUNTOS no ha tenido efectos en la salud neo-natal, pero existe cierta evidencia de una mejora en el cuidado pre-natal de las madres gestantes. Debido a limitaciones de los datos, no obstante, no es posible ser concluyentes en cuanto a que JUNTOS no mejora la salud de los recién nacidos.

Abstract

This paper assesses the effect of the Conditional Cash Transfer Program, JUNTOS, on neonatal health of children who were exposed to the Program while *in utero*. The paper also explores whether JUNTOS has improved the prenatal health care of pregnant women. Different estimation techniques are implemented, including difference-in-differences, maternal fixed effects, and instrumental variables approaches. A series of indicators are used to determine whether JUNTOS has had an impact on neonatal health (mainly birth weight) and prenatal care. The data came from the Demographic and Health Surveys (DHS) over the period 2004-2013. Results indicate that JUNTOS has not had an effect on birth weight, but there is some evidence suggesting that the program has improved the prenatal health care of pregnant women. Limitations in the data, however, do not allow concluding that JUNTOS has not enhanced the health status of newborns.

1. Introducción

Dos de cada cinco niños en el Perú nacen en condiciones de pobreza y pobreza extrema y uno de cada tres niños menores de 5 años viven en hogares con ingresos insuficientes para cubrir la canasta básica de consumo¹. La pobreza es un factor determinante del desarrollo del niño en tanto limita su potencial de crecimiento a través de una inadecuada nutrición, lo expone a un ambiente con riesgo de contraer enfermedades desde edades tempranas, restringe el acceso a servicios básicos de salud y educación, entre otros causantes (Almond y Currie 2010). Estas limitantes generadas por la pobreza pueden condicionar el bienestar del niño en el mediano y largo plazo, causando efectos adversos en la escolaridad, empleo y condiciones de salud en la etapa de adultez.

Los Programas de Transferencias Monetarias (en adelante, PTM) surgen para aliviar los efectos adversos que puede generar la pobreza en el desarrollo de los niños. En los últimos años, el Programa Nacional de Ayuda Directa a los Más Pobres, JUNTOS, ha sido el foco de atención tanto de la opinión pública como también de la academia en el Perú. Los resultados positivos que han sido puestos en evidencia por diversos estudios en cuanto a la reducción de los índices de pobreza, incremento en la matrícula y asistencia escolar y reducción de la desnutrición crónica infantil, han generado un clima de confianza en cuanto al buen funcionamiento y cumplimiento de los objetivos del Programa.

Este hecho se manifiesta claramente en el incremento en la cobertura y gasto público destinado a la ejecución del mismo. Actualmente, el Programa se encuentra presente en más de 1,090 distritos (casi el 60% del territorio nacional), beneficiando a más de 650 mil hogares en condición de pobreza y pobreza extrema, en comparación con los 70 distritos y 22 mil hogares beneficiarios en septiembre del año 2005, cuando el Programa iniciaba su ejecución. Del mismo modo, el gasto público destinado a la ejecución del Programa se ha incrementado de S/. 116 millones en el año 2005 a S/. 910 millones en el año 2013, representando cerca del 25% del gasto total en Promoción y Asistencia Social y el 12% del gasto total en programas orientados al alivio de la pobreza realizado por el gobierno central en el año 2012, según el Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI).

No obstante, los posibles efectos del Programa en la dimensión de salud pre- y neo-natal no han sido aún explorados. De manera concreta, nada se sabe acerca de los efectos de corto y mediano plazo que JUNTOS ha generado tanto en la salud de las madres gestantes como también en la de sus bebés. Para tener un conocimiento más claro de la magnitud, se estima que anualmente cerca de 30 mil mujeres beneficiarias de JUNTOS se encuentran en estado gestacional, cifra que representa casi el 20% del total de hogares que se incorporaron al Programa en el año 2012.

¹ Datos obtenidos de la Encuesta Nacional de Hogares (ENAHOG) – Instituto Nacional de Estadística e Informática.

Por otro lado, a pesar de existir la Estrategia Sanitaria de Salud Sexual y Reproductiva que engloba la salud materno-infantil (neo-natal), las políticas públicas de inversión en salud infantil en el Perú se encuentran principalmente enfocadas en etapas post-natales. Un ejemplo concreto es la Estrategia Nacional de Desarrollo e Inclusión Social “Incluir para Crecer”, la cual es explícita en considerar que el eje del desarrollo infantil temprano centra su atención en la erradicación de la desnutrición infantil principalmente a partir de los controles de crecimiento y desarrollo². Sin embargo, la evidencia empírica sugiere que el estado de salud al momento del nacimiento puede tener efectos mayores tanto en el desarrollo físico como también cognitivo en comparación con el estado nutricional en etapas posteriores al nacimiento. Ello implica que las inversiones en salud en etapas anteriores al nacimiento (durante el periodo gestacional) pueden tener mayores retornos en términos de bienestar en comparación con las inversiones de salud en etapas post-natales.

Por ejemplo, estudios recientes han puesto en evidencia que las inversiones en salud durante el tiempo en que el individuo se encuentra *dentro del útero* de la madre (aproximado a partir del peso al nacer) tienen mayores efectos en pruebas de habilidades verbales y matemáticas (Loughran et al. 2004; Bharadwaj et al. 2010) y en la estatura y desarrollo físico de los individuos (Behrman y Rosenzweig 2004; Black et al. 2007; Royer 2009; Saldarriaga *en imprenta*), en contraste con las inversiones en salud en periodos post-natales. Asimismo, efectos positivos han sido encontrados en cuanto a la relación existente entre el peso al nacer y los salarios durante la etapa de adultez de los individuos (Behrman y Rosenzweig 2004; Currie y Moretti 2007).

En base a esta evidencia, la motivación de esta investigación es realzar la importancia de la salud neo-natal en el Perú y discutir cómo los programas de protección social, específicamente el Programa JUNTOS, pueden contribuir con la mejora de estas condiciones a partir de su impacto en la inversión en salud en etapas anteriores al nacimiento. Esta mejora en las condiciones de salud neo-natal, a su vez, puede amplificar los impactos positivos en la nutrición y escolaridad en la niñez que han venido evidenciándose en evaluaciones previas del Programa.

Una manera de evaluar los beneficios potenciales de los efectos de los PTM en el peso al nacer de los niños es a través del valor agregado que estos efectos pueden generar a lo largo de la vida de los individuos. Basados en la evidencia del efecto de la reducción del bajo peso al nacer en los salarios durante la etapa de adultez encontrada por Currie y Moretti (2007), se estima que, en promedio, una reducción del 15% en la prevalencia de bajo peso al nacer puede generar un aumento anual de 3.2% en los salarios de los individuos (ver Amarante et al. 2011). Extrapolando estos resultados para el caso peruano, esta tasa interna de retorno se traduciría en un aumento de alrededor de S/. 500 por persona

² La Estrategia Nacional de Desarrollo e Inclusión Social puede ser descargada del siguiente enlace: <http://www.midis.gob.pe/files/estrategianacionaldedesarrolloeinclusinsocialincluirparacrecer.pdf>.

y por cada año de trabajo (tomando como referencia el ingreso medio por habitante)³, lo cual equivale al 67% de la actual Remuneración Mínima Vital.

Dada la evidencia de los altos retornos salariales que pueden generar las políticas enfocadas en mejorar la salud neo-natal y la falta de estudios que aborden el tema de cómo los programas de protección social en el Perú pueden contribuir a mejorar la condición de salud neo-natal, la relevancia del presente estudio se centra en abrir el debate público en cuanto a (1) cómo los programas sociales contribuyen a mejorar las condiciones de salud de las poblaciones de bajos recursos, (2) cuáles son los canales a través de los cuáles estos programas contribuyen a mejorar la salud y (3) cuáles son los mecanismos que aún faltan reforzar a modo de potenciar los efectos que estos programas pueden tener sobre el bienestar poblacional.

La presente investigación tiene como objetivo medir el efecto que el Programa JUNTOS tiene en la salud neo-natal, aproximada a partir del peso al nacer y la prevalencia de bajo peso al nacer (peso al nacer menor de 2,500 gramos). Asimismo, se evalúa si JUNTOS ha generado efectos positivos en cuanto al cuidado pre-natal de madres gestantes. Medir el efecto de JUNTOS en la salud neo-natal y cuidado pre-natal es, sin embargo, complicado. El mayor reto en este tipo de evaluaciones es lidiar con la potencial endogeneidad existente en la participación del hogar en el Programa.

En términos académicos, la presente investigación contribuye a la literatura económica de evaluación de programas sociales en dos aspectos. El primero de ellos tiene que ver con añadir evidencia de cuáles son los alcances que tienen los programas de transferencias condicionadas en la salud de los individuos, especialmente en países en desarrollo, como es el caso del Perú. El segundo aspecto se basa en aportar distintas técnicas de evaluación de impacto cuasi-experimental para programas como JUNTOS que no cuentan con diseños de evaluación de tipo experimental. En cuanto a la contribución al debate acerca del diseño, implementación, evaluación e impactos de políticas públicas, el estudio busca aportar al debate político acerca de las mejoras y replanteamientos necesarios en el Programa JUNTOS con el fin de contribuir al alivio de la pobreza de corto y largo plazo a través de la mejora en los perfiles de crecimiento y desarrollo de las futuras generaciones.

Para identificar el efecto causal de interés se implementan tres técnicas econométricas de estimación que, bajo ciertos supuestos, solucionan el problema de endogeneidad: dobles diferencias, efectos fijos por madre y variables instrumentales. Usando datos de la Encuesta Demográfica y de Salud Familiar de los años 2004 a 2013 los resultados sugieren que el Programa no tiene efectos en indicadores de salud neo-natal. No obstante, existe cierta evidencia a favor de efectos en indicadores

³ El monto de la transferencia condicionada equivale a S/. 200 con periodicidad bimensual, lo cual implica un ingreso total de S/. 1,200 anuales por hogar beneficiario. El cálculo realizado del retorno en términos salariales supone (1) cero inflación y (2) una tasa bruta de descuento equivalente a 10% anual.

de cuidados de salud pre-natal. La ausencia de efectos estadísticamente significativos de JUNTOS en indicadores de salud neo-natal puede atribuirse, en primer lugar, a la calidad de los datos provenientes de encuestas de uso público y, en segundo lugar, a la dificultad que tienen los PTM de mejorar la salud neo-natal cuando no se incluyen componentes como consejería sobre prácticas saludables y cuidados de la salud durante el embarazo, tal como se sugiere en evidencia reciente (Currie y Rajani 2014).

El documento se organiza de la siguiente manera. La sección 2 describe el marco teórico sobre el cual se fundamenta el análisis empírico. La sección 3 discute la evidencia empírica existente en cuanto a los efectos de los PTM en la salud neo-natal y la relevancia de la salud neo-natal en el bienestar del individuo. La sección 4 describe el Programa JUNTOS. La sección 5 detalla la estrategia de identificación y los datos utilizados en el análisis empírico. La sección 6 discute los resultados y las pruebas de robustez de las estimaciones. La sección 7 presenta las conclusiones del estudio. Finalmente, la sección 8 discute las implicancias y presenta el plan de incidencia en políticas públicas del estudio.

2. Marco teórico

En los últimos años, la literatura referente al desarrollo infantil temprano ha mostrado atención a los efectos de mediano y largo plazo de las condiciones de salud del niño y niña durante el tiempo en que se encuentra *dentro del útero* de la madre. Actualmente existe una amplia discusión acerca de si son las inversiones en salud durante la etapa pre-natal o la etapa post-natal aquellas que tienen un mayor efecto en el desarrollo físico y cognitivo del infante en edades tempranas y, por ello, a lo largo de su vida.

El marco teórico seguido a lo largo del presente estudio se basa en el modelo de *stock* de salud postulado por Grossman (1972) y extendido por Maccini y Yang (2009). En este modelo, la función de producción de la salud considera que la salud individual en el periodo t , H_t , es una función de las condiciones iniciales de salud, H_0 , inversiones en salud en todos los periodos previos, E , la riqueza, W , y el contexto en el que se desarrolla el individuo (comunidad), C , en todos los periodos. Este proceso de acumulación de capital humano en salud puede resumirse en la siguiente función de producción:

$$H_t = h(H_0, E_1, \dots, E_t, W_0, \dots, W_t, C_0, \dots, C_t, X),$$

donde X es un vector que contiene características individuales invariantes en el tiempo (sexo, etnicidad, etc.). La dotación inicial de salud, H_0 , se determina a partir de factores genéticos originados al momento de la concepción, G , riqueza inicial, W_0 , contexto de la comunidad durante el embarazo de

la madre y el parto del individuo, C_0 , y las condiciones a las que el feto fue expuesto durante el embarazo (condiciones *dentro del útero* de la madre), N .

$$H_0 = k(G, W_0, C_0, N)$$

La idea de que las condiciones de salud *dentro del útero* de la madre pueden afectar el estado de salud del individuo a largo plazo se conoce como “programación fetal”. Barker (1992) fue quien postuló la idea de que la inadecuada nutrición del feto al interior del útero de la madre “programa” al individuo a tener características metabólicas adversas que pueden desencadenar enfermedades en el futuro. La literatura en temas de nutrición sugiere que los individuos en estado de desnutrición en periodos muy tempranos de vida tienen una mayor probabilidad de sufrir enfermedades como problemas cardiovasculares, obesidad, diabetes e hipertensión.

La contribución que JUNTOS realiza en el *stock* de salud del individuo se da en dos periodos: pre- y post-natal. En el periodo pre-natal, la contribución de JUNTOS viene dada por el efecto que tiene la transferencia monetaria en la riqueza inicial W_0 , y por tanto en la dotación de salud inicial H_0 . En el periodo post-natal, la contribución de JUNTOS se observa tanto en las inversiones en salud de los niños en cada año, E , y también en la riqueza del hogar, W . Esto último debido a que la transferencia monetaria permite al hogar consumir más de lo que hubiese podido consumir en caso de no contar con este ingreso⁴.

Asimismo, JUNTOS contribuye a mejorar la salud a través de las co-responsabilidades a las que se comprometen los hogares beneficiarios relacionadas a los controles pre-natales y de crecimiento. Las co-responsabilidades afectan la dotación de salud inicial del niño a través del ambiente al que el feto ha sido expuesto durante el embarazo, N . En particular, la mayor demanda por servicios de salud que realiza la madre gestante como parte de las condiciones de participación en el Programa conlleva a que el feto se desarrolle en un ambiente óptimo en términos de cuidado y sanidad. Esto favorece el crecimiento intra-uterino del niño, al mismo tiempo que reduce la probabilidad de nacimiento prematuro, impactando positivamente en el estado de salud *dentro del útero* y al momento del nacimiento.

Un canal alternativo a través del cual JUNTOS puede mejorar la salud del recién nacido es la condición de salud de la madre al momento de la concepción. En particular, si el estipendio de JUNTOS ha sido provisto antes de la concepción, es posible que el estado nutricional de la madre haya mejorado en comparación con su estado nutricional antes de afiliarse al Programa. Una mejor

⁴ Para mayor detalle en los efectos de JUNTOS en el consumo del hogar y la nutrición infantil, ver Perova y Vakis (2012) y Sánchez y Jaramillo (2012).

nutrición al momento de la concepción favorece el desarrollo fetal, reduciendo así las complicaciones durante el embarazo. La salud de la madre al momento de la concepción es capturada por la variable G en la función de producción de salud H_0 .

Este estudio busca explorar los efectos que JUNTOS puede tener en la condición de salud inicial H_0 . A pesar de que la transferencia monetaria puede tener efectos directos en H_0 a través de W_0 , N y G existen otros canales por los que JUNTOS puede mejorar la salud de los recién nacidos. En la siguiente sección se resumen los diferentes canales por los cuales la transferencia monetaria a los hogares beneficiarios puede mejorar las condiciones de salud neo-natal. Asimismo, se discuten la evidencia empírica existente en cuanto a los efectos de los PTM en la salud neo-natal y la importancia de la salud neo-natal en la determinación del bienestar del individuo en el mediano y largo plazo.

3. Evidencia empírica previa

3.1. Efectos de los PTM en la salud neo-natal

En el Perú no existen estudios que evalúen el efecto de los programas de protección social en la salud neo-natal. En consecuencia, la evidencia existente referente a los efectos de la protección social, y en particular, PTM proviene de la literatura internacional.

Los PTM asignan periódicamente una suma de dinero a hogares beneficiarios, de modo tal que son los hogares quienes tienen la libertad de asignar de la manera más conveniente los recursos transferidos. Al mismo tiempo, estos programas pueden ser condicionales (como es el caso de JUNTOS) o no condicionales. En el primer caso, los hogares reciben periódicamente un estipendio sujeto a un acuerdo de cumplimiento de co-responsabilidades. Estas co-responsabilidades se relacionan, por lo general, con asistencia escolar y controles médicos, y tienen por objetivo incrementar el capital humano de los niños. En contraste, los PTM no condicionales no imponen ningún tipo de obligación o responsabilidad por parte del hogar a la entrega del dinero⁵.

En general, las evaluaciones realizadas encuentran resultados positivos de los PTM (tanto condicionales como no condicionales) en la salud de los recién nacidos. Gran parte de la evidencia existente proviene de Estados Unidos, dada la diversidad de programas asistenciales y los altos índices de cobertura ahí existentes. Por ejemplo, diversos estudios (Baker 2008; Strully et al. 2010;

⁵ Aparte de las transferencias monetarias, existen también programas sociales que realizan transferencias en especie. Un ejemplo de dichos programas es el *Supplemental Nutrition Assistance Program*, conocido como *Food Stamps* en Estados Unidos, el cual provee periódicamente a los hogares vales de consumo que pueden ser canjeados por ciertos alimentos y suplementos nutricionales. Para mayor información acerca de dichos programas, ver Currie (1994), Currie (2003) y Hoynes y Schanzenbach (2009).

Hoynes et al. 2012) encuentran que programas de protección social como el *Earned Income Tax Credit* (EITC) tienen resultados positivos (entre 7 y 20 gramos) en el peso al nacer de los niños. Efectos similares han sido encontrados por Currie y Cole (1993) al evaluar el Programa de Ayuda a Familias con Niños Dependientes (*Aid to Families with Dependent Children*, conocido como AFDC).

Efectos positivos de programas de transferencias en especie (en particular para programas de suplemento alimenticio para madres gestantes y niños como el *Supplemental Nutrition Program for Women, Infants, and Children - WIC*) en la salud neo-natal han sido también documentados (Kowaleski-Jones y Duncan 2002). Sin embargo, para este tipo de programas, se estiman efectos mucho mayores en las poblaciones más vulnerables, como familias con padres de bajos niveles educativos, descendientes afroamericanos y madres primerizas (Brien y Swann 2001; Currie 2003; Bitler y Currie 2004; Hoynes et al. 2011; Currie y Rajani 2014).

En el contexto latinoamericano existen dos estudios que han evaluado los efectos de PTM en la salud neo-natal y que constituyen la evidencia más cercana al caso peruano. Barber y Gertler (2008) evalúan el efecto del Programa *Oportunidades* en México (anteriormente conocido como *PROGRESA*) en el peso al nacer y prevalencia de bajo peso al nacer. La asignación aleatoria del programa en diferentes comunidades a lo largo de los años permite que la comparación de indicadores de salud neo-natal entre comunidades intervenidas y no intervenidas sea directa. Los autores encuentran que el peso al nacer promedio aumenta en 127.3 gramos y la prevalencia del bajo peso al nacer se reduce en 4.6 puntos porcentuales en comunidades participantes del Programa.

Amarante et al. (2011) evalúan el Plan de Asistencia Nacional a la Emergencia Social (*PANES*) en Uruguay. Se encuentra que el peso al nacer promedio incrementa entre 22 y 30 gramos y una reducción de 15% en la prevalencia de bajo peso al nacer. En particular, los autores encuentran que la reducción en el bajo peso al nacer es mayor cuando el niño o la niña han sido expuestos al Programa durante el primer trimestre de embarazo.

Adicionalmente, la literatura evidencia efectos positivos de programas asistenciales en la demanda y condición de la salud pre-natal. Por ejemplo de Brauw y Peterman (2011) encuentran que el Programa *Comunidades Solidarias Rurales* de El Salvador aumenta la probabilidad de que el parto sea realizado en centros de salud (parto institucional) y sea asistido por personal médico especializado. Por su parte, Barber y Gertler (2010) encuentran que *Oportunidades* en México incrementó el peso al nacer de los recién nacidos al proveer a las madres gestantes de información relevante acerca de los procedimientos médicos que debían seguirse en los controles pre-natales e incrementar la demanda por servicios de salud durante el periodo de gestación.

Para el Perú, el único estudio que evalúa el efecto de JUNTOS en indicadores de demanda por servicios de salud pre-natal es el de Perova y Vakis (2012), quienes encuentran efectos positivos en la

asistencia del parto por parte de personal médico. Sin embargo, poco o nada se sabe acerca de la asistencia a controles pre-natales, parto institucional, condición de salud de las madres gestantes (por ejemplo, ganancia de peso durante el embarazo), entre otros. La escasez de evidencia se traduce en falta de conocimiento en cuanto a la utilización de servicios médicos durante el embarazo (y por ende, cumplimiento de las co-responsabilidades) y si dichos *insumos* han generado resultados positivos; particularmente en la mejora de la salud neo-natal. El presente estudio tiene como propósito llenar la brecha de evidencia existente de programas asistenciales en la salud de los bebés para el caso peruano.

3.2. Etiología del peso al nacer

La literatura médica señala dos factores principales que afectan el peso al nacer: Retardo en el Crecimiento Uterino (RCU) y prematuridad (Kramer 1897; Kramer 2003). Es usual referirse a un niño que ha sido afectado por el primer factor como “pequeño para la edad gestacional” y se calcula a partir del peso promedio por semana de embarazo. El segundo factor se determina a partir de la duración del embarazo: niños que han nacido antes de la semana 38 del periodo gestacional son considerados prematuros. Por tal motivo, las variaciones en el peso al nacer son generadas por la ganancia de peso por parte de la madre o la interrupción del embarazo, que usualmente dura entre 38 y 42 semanas.

Entre las causas principales de RCU, la literatura señala el bajo consumo calórico (poca ganancia de peso durante la gestación), bajo índice de masa corporal, baja estatura de la madre, tabaquismo e hipertensión inducida por el embarazo. El orden de nacimiento es también considerado un determinante importante del peso al nacer, siendo los bebés que nacen primero aquellos con mayor probabilidad de sufrir de bajo peso al nacer (Verhoeff et al. 2001; Kremer 2003). A pesar del efecto positivo de la nutrición materna en el peso al nacer, esta relación no es lineal (Tanner 1978). Esto debido a que el feto se sigue alimentando de los nutrientes que quedan en el cuerpo de la madre, de tal modo que el estado de hambre debe traspasar un umbral antes de que el peso al nacer sea afectado. Por otro lado, la literatura médica señala que el estado de anemia de la madre no afecta el peso al nacer (Levy et al. 2005). En países en desarrollo, la malaria se considera como un factor de riesgo asociado al RCU.

De otro lado, la prematuridad se asocia a embarazos múltiples, infecciones agudas, hipertensión arterial de la madre y ansiedad y otros factores físicos. Evidencia empírica reciente sugiere que el estrés de la madre causa también prematuridad (Hobel et al. 1999; Glynn et al. 2001; Eskenazi et al. 2007).

3.3. Canales de transmisión

La literatura empírica describe al menos cinco canales a través de los cuales los PTM pueden generar impactos positivos en la condición de salud al momento del nacimiento. En primer lugar, la transferencia monetaria puede reducir el estrés experimentado por la madre gestante que se origina debido a la situación financiera adversa del hogar. Diversos estudios han mostrado que el estrés materno durante la etapa de gestación puede deteriorar el crecimiento intra-uterino del niño o niña (Camacho 2008; Aizer et al. 2009; Torche 2011; Mansour y Rees 2012). Esto debido a que el estrés en las personas libera cortisol; hormona que ha sido vinculada con retardo en el crecimiento intra-uterino del feto y con la ocurrencia de nacimientos prematuros (Lockwood 1999; Hobel y Culhane 2003).

Segundo, el monto que transfiere JUNTOS a los hogares beneficiarios, al mismo tiempo que reduce el estrés, puede reducir la probabilidad de que las madres adopten malos hábitos de salud generados por la adversidad financiera del hogar, como el tabaquismo y alcoholismo (Amarante et al. 2011; Hinke Kessler Scholder et al. 2014)⁶.

Tercero, la transferencia monetaria por parte de JUNTOS puede reducir el número de horas que trabajan las mujeres beneficiarias, lo cual a su vez puede impactar positivamente en el cuidado de la salud durante el periodo de gestación (Fortier et al. 1995). Al respecto, algunos estudios encuentran que los PTM tienen un impacto negativo en las horas trabajadas a la semana, en especial en las madres de familia (Alzúa et al. 2013).

Cuarto, el dinero transferido al hogar puede mejorar la cantidad y calidad de los alimentos que consume el hogar, favoreciendo la ganancia de peso de las mujeres durante el embarazo y proporcionando un mejor ambiente de salud para el niño o niña que se encuentra *dentro del útero* de la madre. En esta línea, algunos estudios han encontrado que la condición nutricional de la madre durante el periodo de gestación es clave para garantizar la buena salud del feto, sobre todo durante el primer trimestre de embarazo (Almond y Mazumder 2011).

El último canal de transmisión corresponde a las co-responsabilidades propias del Programa. Dichas co-responsabilidades llevan a incrementar (1) la demanda por servicios de salud y (2) la condición de salud de la madre (y consiguientemente del feto) durante el periodo de gestación. Finalmente, el incremento de la demanda por servicios de salud, como es el caso del parto institucional, puede reducir los riesgos asociados al embarazo y el parto, como la es el caso de la mortalidad infantil (Moss y Carver 1998).

⁶ No obstante, nótese que la transferencia monetaria puede, en principio, también aumentar el consumo de estos “bienes” si es que el hogar no asigna eficientemente el dinero recibido. La evidencia empírica sugiere que JUNTOS no ha generado efectos significativos en el consumo de tabaco o alcohol (ver Dasso y Fernández 2013).

Cabe mencionar que los PTM también pueden tener efectos adversos en la salud neo-natal a través de los incentivos perversos que dichos programas podrían generar. Particularmente, los PTM pueden incrementar la incidencia de embarazo adolescente y embarazo fuera de matrimonio o unión familiar a partir de los incentivos financieros que generan en mujeres en edad fértil (Milligan 2005; González 2013). El cuidado pre-natal de dichas mujeres puede presumirse menor al de mujeres que planificaron el número de hijos que deseaban tener en base a sus preferencias por fecundidad y no como respuesta a los incentivos financieros, sea por menores cualidades maternas o por menor responsabilidad en cuanto al embarazo. En consecuencia, el estado de salud de niños cuyas madres quedaron embarazadas como respuesta al incentivo financiero generado por los PTM puede ser menos favorable que el de aquellos niños cuyas madres planificaron su embarazo con anterioridad.

3.4. Importancia de la salud neo-natal

Almond et al. (2005) mencionan que el peso al nacer es el principal indicador de salud del bebé en la mayoría de estudios económicos que estudian el efecto de la salud neo-natal en el bienestar del individuo (p. 1). Aunque imperfecto, el peso al nacer es el indicador más cercano de la salud neo-natal (Currie 2011) y diversos estudios han utilizado dicho indicador al explorar cuáles son los efectos de condiciones adversas de salud en el nacimiento en la salud, educación, cognición y bienestar en general de los individuos en el corto, mediano y largo plazo.

Debido a que el peso al nacer no es aleatoriamente asignado entre los recién nacidos, la evidencia más convincente de los efectos de la salud neo-natal en el bienestar proviene de las comparaciones entre hermanos gemelos o mellizos⁷. En los instantes posteriores al nacimiento, la evidencia empírica sugiere que el bajo peso al nacer se encuentra positivamente asociado con el riesgo de mortalidad infantil (Oreopoulos et al. 2008). De otro lado, diversos estudios han encontrado que el peso al nacer afecta positivamente el desarrollo cognitivo de los niños en edad escolar, aproximado a partir de pruebas de habilidades verbales y matemáticas (Loughran et al. 2004; Del Bono y Ermisch 2009; Bharadwaj et al. 2010). En cuanto la salud durante la niñez, algunos estudios han encontrado efectos positivos del bajo peso al nacer en enfermedades respiratorias a la edad de tres años (Brooks et al. 2001).

Los efectos de la salud neo-natal en el mediano y largo plazo han sido ampliamente explorados. Existen al menos tres canales de transmisión potencial a través de los cuales la salud neo-natal puede

⁷ A pesar de que los gemelos o mellizos suelen tener menor peso al nacer en comparación con niños nacidos de embarazos singulares, se ha encontrado que la evidencia basada en comparaciones de gemelos o mellizos puede ser generalizable a la población total de niños (Behrman y Rosenzweig 2004; Saldarriaga *en imprenta*)

tener implicancias en el bienestar durante la adultez. En primer lugar, se ha documentado que el peso al nacer afecta positivamente la estatura en edades adultas. Behrman y Rosenzweig (2004) y Black et al. (2007) usan registros de gemelos en Estados Unidos (Minnesota) y Noruega respectivamente, encontrando que un kilo adicional en el peso al nacer incrementa la estatura entre 2.5 y 3 centímetros. La estatura, a su vez, ha sido asociada con mayor productividad y, consiguientemente, mayores salarios (Haddad and Bouis 1991; Strauss and Thomas 1998; Hodinott et al. 2008).

Segundo, efectos positivos del peso al nacer en logros educativos han sido también documentados. Conley y Bannett (2000) y Royer (2009) encuentran que el peso al nacer incrementa la probabilidad de completar estudios secundarios y aumenta la escolaridad en general. Efectos similares han sido encontrados por Behrman y Rosenzweig (2004) y Black et al. (2007). Sin embargo, existe un debate abierto de si es el desarrollo cognitivo (mejores resultados en pruebas de rendimiento) o la mejora en las condiciones de salud (que reducen el ausentismo, repitencia y abandono escolar) lo que causa la relación positiva entre salud neo-natal y educación.

Finalmente, existe evidencia que sugiere un vínculo inter-generacional entre el peso al nacer de la madre y sus hijos. Currie y Moretti (2007) utilizan datos de California en Estados Unidos que sigue a los individuos durante un periodo de 40 años, encontrando asociaciones positivas entre el peso al nacer de la madre y sus bebés. Sin embargo, este resultado sugiere una interacción entre el peso al nacer de la madre y el estado socio-económico en la *producción* de peso al nacer de los hijos.

En comparación directa con intervenciones en salud en etapas post-natales, Saldarriaga (*en imprenta*) encuentra que el peso al nacer incrementa la talla para la edad y el índice de masa corporal y reduce la probabilidad de que el niño se encuentre en estado de desnutrición crónica antes de cumplir los 5 años de edad. Asimismo, el autor evidencia que el efecto del peso al nacer perdura más que los efectos encontrados de PTM en el desarrollo físico de los niños (Fiszbein y Schady 2009; Attanasio et al. 2005), lo cual sugiere que las inversiones en salud en etapas pre-natales pueden tener un mayor (y más perdurable) retorno en comparación con inversiones en salud posteriores al nacimiento.

Existen estudios que exploran también las complementariedades entre la inversión en la salud en etapas pre- y post-natales (Heckman 2007). Estos modelos sugieren que las inversiones en salud en periodos posteriores (a decir, periodo post-natal) pueden generar mayores retornos en edades adultas cuando ha habido una mayor inversión en salud en periodos previos (periodo pre-natal). Esto debido a que los efectos de inversiones en salud durante la etapa pre-natal han tenido más tiempo para disiparse y, por ende, generar una mejor base en el *stock* de salud del individuo para que las inversiones en salud actuales puedan generar el máximo de su potencial de impacto en el bienestar durante la adultez.

4. Descripción del Programa JUNTOS

4.1. Creación y expansión

El Programa Nacional de Ayuda Directa a los Más Pobres - JUNTOS - fue creado en abril de 2005. Originalmente, el Programa fue adscrito a la Presidencia del Consejo de Ministros y fue financiado con recursos del Tesoro Público, donaciones y cooperación técnica internacional (ver Decreto Supremo N° 032-2005-PCM). Sin embargo, en el año 2012 con la creación del Ministerio de Desarrollo e Inclusión Social (MIDIS) el Programa se transfiere dicha institución como Unidad Ejecutora (ver Resolución Suprema N° 004-2012-PCM y Ley N° 29792).

En términos de priorización, el Programa JUNTOS se enfocó en distritos rurales donde la presencia de extrema pobreza era mayoritaria y existía un bajo nivel de acceso a servicios del Estado. Asimismo, JUNTOS fue creado con el objetivo de facilitar a las familias beneficiadas con prestaciones de salud, nutrición, educación e identidad orientadas a asegurar la salud y nutrición preventiva materno-infantil, escolaridad sin deserción y el registro e identificación de la población participante.

En cuanto a su cobertura, hacia el año 2012 JUNTOS beneficiaba alrededor de 650 mil hogares o 1.6 millones de personas en condiciones de pobreza y pobreza extrema, habiendo llegado a más de mil distritos en 14 regiones. Inicialmente el Programa fue desplegado en 70 distritos en los departamentos de Apurímac, Ayacucho, Huánuco y Huancavelica. Sin embargo, el éxito relativo del Programa originó a una rápida expansión, desplegándose en 638 distritos en los años 2007 a 2009 y alcanzando los 1,000 distritos en el año 2012.

JUNTOS inició sus operaciones con un presupuesto de S/. 116 millones en el año 2005, cifra que fue más que cuadruplicada hacia el año 2007, cuando el presupuesto del Programa fue de poco más de S/. 500 millones. Hacia finales del año 2012 el Programa tuvo un presupuesto de casi S/. 725 millones y en el año 2013 dicha cifra alcanzó los S/. 910 millones⁸. En 8 años de funcionamiento, el presupuesto del Programa ha crecido en un factor de 6.8; esta cifra representa alrededor del 12% del gasto total en programas orientados al alivio de la pobreza.

A pesar de que muchos estudios han sido realizados con el objetivo de analizar los efectos de JUNTOS en diferentes dimensiones, sólo algunos pocos han mostrado técnicas de identificación persuasivas del efecto causal de interés (del Pozo y Guzmán 2011; Escobal y Benites 2012; Perova y Vakis 2012; Sánchez y Jaramillo 2012). Algunas de las causas por las que no se han realizado más

⁸ Cifras obtenidas del Sistema Integrado de Administración Financiera (SIAF) - Ministerio de Economía y Finanzas.

evaluaciones de JUNTOS es (1) la falta de un diseño experimental y (2) la falta de fuentes de información adecuadas para llevar a cabo evaluaciones de impacto robustas.

En general, los estudios citados encuentran que JUNTOS ha incrementado el ingreso per cápita mensual de los hogares en 28%, así como también el consumo, especialmente en el componente de gasto en alimentación del hogar. Se ha documentado también que JUNTOS genera acumulación de activos productivos en los hogares, en particular de aquellos destinados a actividades agrícolas y crianza de animales. En cuanto a la salud infantil, los hallazgos señalan que JUNTOS ha sido imperativo en la reducción de la desnutrición crónica extrema, lo cual se ha logrado a partir del incremento tanto en cantidad como en calidad de la ingesta de alimentos. Finalmente, la demanda de servicios de salud, como es el caso de vacunas y controles de crecimiento y desarrollo en los niños así como en la atención del parto por parte de personal médico especializado y uso de métodos anticonceptivos en adultos, ha incrementado también en hogares beneficiarios de JUNTOS.

4.2. Criterios de elegibilidad

JUNTOS es un programa que focaliza su intervención en base a criterios de pobreza de los hogares. Inicialmente, la selección de los hogares beneficiarios consistía en tres pasos. El primero de ellos se relaciona a la elección de distritos participantes. Esta elección se realiza en base a cinco criterios: (1) exposición al terrorismo durante la década de 1980 e inicios de la década de 1990; (2) nivel de pobreza, medido a partir de la proporción poblacional con necesidades insatisfechas; (3) brecha de la pobreza; (4) porcentaje de niños menores de 5 años en condición de desnutrición crónica; y (5) proporción de pobreza monetaria extrema.

El segundo paso consistió en un censo de todos los hogares en los distritos previamente asignados como elegibles, el cual fue llevado a cabo por el INEI. La elegibilidad del hogar se hizo en base a una fórmula de aproximación del nivel de pobreza. Únicamente hogares con la presencia de niños menores de 15 años (actualmente incluye a niños menores de 19 años), mujeres embarazadas o padres viudos son considerados como población elegible. Finalmente, el tercer paso consistió en validación comunal. Esta fue realizada en asambleas públicas llevadas a cabo por autoridades locales y que contaban con la presencia de representantes del Ministerio de Educación y Ministerio de Salud con el propósito de minimizar errores de inclusión y exclusión.

El criterio de elegibilidad fue posteriormente reemplazado (cuando el Programa fue adscrito al MIDIS) por el cálculo del Índice de Focalización de Hogares a partir del algoritmo creado por el Sistema de Focalización de Hogares (SISFOH). Dicho algoritmo se calcula, en términos generales, como un promedio ponderado de indicadores de calidad de vida, ingresos y gasto en servicios básicos

de la vivienda (agua potable, luz eléctrica, etc.). Del mismo modo, el criterio de elegibilidad fue también expandido hasta cubrir a hogares con la presencia de niños menores de 19 años.

Una vez que el hogar ha sido elegido como beneficiario del Programa, los estipendios son transferidos periódicamente a la madre del hogar de acuerdo a un cronograma de pagos estipulado por JUNTOS. La madre del hogar firma el compromiso de cumplimiento de co-responsabilidades, al mismo tiempo que elige el centro de salud de su conveniencia donde asistirá para realizar las revisiones médicas de los niños y los controles pre-natales en caso de ser madre gestante.

4.3. Componentes

El monto de la transferencia fue inicialmente establecido en 100 Nuevos Soles y transferido mensualmente a través de depósitos en cuenta bancaria o entregado directamente a los hogares a través de camiones blindados en distritos donde no existía una agencia del Banco de la Nación u otras entidades financieras.

Sin embargo, desde el año 2010 se produjo un cambio en la periodicidad de la transferencia, que pasó a realizarse cada dos meses por un monto de 200 Nuevos Soles (el monto anual transferido no fue alterado). El cambio en la periodicidad se implementó debido a los bajos niveles observados de retiros bancarios, pues los beneficiarios debían de viajar largas distancias para obtener el dinero. La transferencia es una de las más generosas en comparación con otros países de la región, representando poco más del 30% del ingreso per cápita anual del hogar.

El proceso de incorporación al Programa establece que la inscripción del hogar tiene una duración de 1 año, renovable por un máximo de permanencia de 4 años, siempre y cuando se acredite la condición de pobreza del hogar y se renueve anualmente el compromiso de participación. En caso que el hogar permanezca en situación de pobreza, éste podrá permanecer hasta por un plazo máximo de 4 años adicionales, con una reducción de 20% del subsidio. Asimismo, la suspensión temporal del subsidio se hace efectiva cuando se verifica el incumplimiento de las condicionalidades, en cuyo caso se suspende la entrega del subsidio por un plazo de 3 meses. Finalmente, la suspensión definitiva de la transferencia se hace efectiva cuando: (1) el menor de los niños ha cumplido 15 años (19 años en la actualidad o haya culminado sus estudios secundarios, lo que ocurra primero), (2) el beneficiario ha sido suspendido temporalmente por tres veces, (3) cuando el hogar no cumple con las condiciones de pobreza o (4) cuando existe retiro voluntario⁹.

⁹ Ver Arróspide (2009) para mayor detalle del proceso de incorporación y suspensión del subsidio.

4.4. Co-responsabilidades

En general, el Programa no impone ninguna condición en cuanto al uso del dinero, de tal manera que los hogares son libres de elegir cómo gastar el monto transferido de la manera más conveniente.

Sin embargo, todos los hogares beneficiarios deben cumplir las siguientes condicionalidades: (1) los niños de 6 a 14 años (desde el año 2011 se incluye al grupo de niños entre 15 y 18 años) deben asistir al menos al 85% de clases en el año escolar; (2) regularidad de visitas al establecimiento de salud por parte niños menores de 5 años (monitoreo periódico de estatura y peso, serie completa de vacunas, suplementos de hierro y vitamina A y antiparasitarios); (3) las mujeres gestantes deben asistir a los centros de salud para su revisión de salud pre-natal rutinaria (vacunas contra el tétano, suplementos de hierro y ácido fólico y chequeos antiparasitarios); y (4) las mujeres lactantes deben asistir a los centros de salud para su revisión de salud post-natal rutinaria. Adicionalmente, el Programa facilita el acceso al Documento Nacional de Identidad de los representantes del hogar (quien es titular de la cuenta bancaria para efectivizar el incentivo monetario).

De mayor importancia para el presente estudio son las co-responsabilidades que deben cumplir las madres gestantes. El Programa establece que “las madres embarazadas deberán acudir al establecimiento de salud [indicado al momento de la inscripción al Programa] para el control prenatal mensual”¹⁰. Ello implica que existen dos requisitos que las madres deben de cumplir: (1) asistir a un centro de salud, centro o puesto médico (aquél indicado al momento de la inscripción al Programa) para el control pre-natal y (2) esta asistencia debe ser mensual. Esto es, se debe observar, en un embarazo regular, entre 8 y 9 visitas al establecimiento de salud.

De otro lado, JUNTOS sigue el protocolo de atención pre-natal establecido por el MINSA. El protocolo señala que en cada control pre-natal, la gestante debe ser pesada, se debe medir su presión arterial, se debe evaluar su estado nutricional a partir del Índice de Masa Corporal, escuchar los latidos del bebé, verificar el crecimiento intra-uterino, entre otros. Del mismo modo, se debe aplicar las dosis necesarias de la vacuna antitetánica y se debe dar suplementación de hierro a las gestantes, esto último dependiendo del nivel de anemia. Finalmente, se deben realizar exámenes de laboratorio (orina y sangre), al igual que exámenes de mamas y pezones, sífilis, y VIH/SIDA (voluntario)¹¹.

De acuerdo al esquema operativo de JUNTOS, son los sectores salud y educación los responsables de certificar el cumplimiento de las co-responsabilidades por parte de los hogares beneficiarios. Para el caso de salud y nutrición, es el responsable del centro de salud quien se encarga de registrar los controles médicos de cada miembro del hogar. La ficha de control correspondiente es

¹⁰ Ver Tabla 1 del siguiente documento: <http://www.juntos.gob.pe/images/noticias/2013/09/42redu.pdf>.

¹¹ Para mayor detalle, ver: <ftp://ftp2.minsa.gob.pe/download/esn/ssr/GuiasAtencionIntegraYSSR.pdf>.

luego asignada a los promotores locales (personal de JUNTOS) cada vez que le sea requerido. Para el caso de educación, los registros de asistencia diaria a la escuela son utilizados para alimentar la ficha de cumplimiento de co-responsabilidades. Esta información es también recolectada por los promotores locales, quienes se encargan de reportar periódicamente a la administración del Programa acerca del cumplimiento de los compromisos de los hogares. La falta de un sistema integrado de seguimiento de los compromisos, sin embargo, hace que este procedimiento sea laxo.

De acuerdo a los datos oficiales del Programa, en el último trimestre del año 2013 el 95% de los hogares beneficiarios cumplieron con sus co-responsabilidades en salud y educación, lo cual da cuenta de una alta tasa de conformidad con los compromisos.

5. Metodología y datos utilizados

5.1. Estrategia de identificación

El mes y año de incorporación de cada distrito al Programa forman la base de la estrategia de identificación del efecto causal de JUNTOS en la salud neo-natal y cuidado pre-natal. Adicionalmente, se emplean metodologías de estimación alternativas para las cuales se emulan las reglas de elegibilidad de los hogares que forman parte del Programa. En concreto, los efectos estimados son obtenidos a partir de modelos de dobles diferencias, efectos fijos por madre y variables instrumentales.

En un escenario ideal la estrategia de estimación óptima se basaría en comparar indicadores de cuidado pre-natal así como el peso al nacer y la prevalencia de bajo peso al nacer de bebés nacidos de madres que fueron aleatoriamente asignadas a JUNTOS con las de aquellos bebés nacidos de madres para quienes el proceso aleatorio de asignación al Programa no resultó en selección. Naturalmente, debido a que se pretende estimar el efecto de la exposición total al Programa durante la etapa de gestación, esta estrategia de estimación tendría mayor poder explicativo si es que el proceso aleatorio de asignación se hiciera desde la concepción y durase hasta el parto.

Sin embargo, existen dos problemas potenciales que no permiten realizar este tipo de comparaciones. En primer lugar, JUNTOS no tiene un diseño experimental. Es decir, el proceso de selección de los hogares beneficiarios no es aleatorio. Esto implica que la selección de los hogares es endógena y depende de las características de los mismos. Particularmente, estas características pueden ser no observables, lo cual dificulta la identificación de los efectos causales de interés.

Así por ejemplo, si las mujeres que viven en condiciones económicas más adversas quisieran participar del Programa para recibir la transferencia monetaria, podrían quedar embarazadas únicamente con el objetivo de ser consideradas dentro de la población elegible (Moffitt, 1995). En este

sentido, es posible pensar que estas mujeres no tendrán los cuidados necesarios para llevar un embarazo sin complicaciones, lo cual podría afectar negativamente la salud del recién nacido. En tal caso se esperaría una sub-estimación del efecto causal de JUNTOS en la salud neo-natal. Alternativamente, si las mujeres que se encuentran en condiciones económicas relativamente buenas quisieran “engañar” al Programa con el fin de ser elegibles y recibir la transferencia monetaria, entonces podrían reducir sus horas de trabajo y con ello reducir su ingreso transitoriamente (Moffitt, 2002). Así, se esperaría que los niños nazcan en buenas condiciones de salud, lo cual introduciría un sesgo positivo en los parámetros estimados.

El segundo problema se relaciona con la exposición al Programa. Al respecto, no todas las gestantes han sido expuestas al Programa durante el periodo total del embarazo. Esto es, algunas madres han tenido una exposición total al Programa durante su embarazo (es decir, han quedado embarazadas después de que han sido seleccionadas como beneficiarias de JUNTOS), mientras que otras únicamente han sido expuestas al Programa en algún periodo posterior a la concepción. Esto introduciría sesgo en los parámetros estimados si se da el caso de que JUNTOS tiene un efecto positivo en la duración del embarazo. Por ejemplo, es probable que los niños que nacieron de madres que fueron afiliadas a JUNTOS desde antes de la concepción tengan un mayor peso al nacer por temas de una menor probabilidad de haber nacido prematuros en comparación con sus contrapartes cuyas madres se afiliaron a JUNTOS cuando ya estaban embarazadas. Por este motivo, el efecto del tiempo de exposición al Programa durante los meses de embarazo resulta ser también de particular interés.

En las siguientes líneas se describen cuatro estrategias de identificación. Dichas estrategias explotan la variabilidad en (1) la exposición a JUNTOS en el tiempo y (2) la condición de elegibilidad del hogar o la condición de beneficiario de JUNTOS a través del tiempo y entre distintas zonas geográficas (distritos) a modo de obtener estimadores creíbles de los efectos causales de interés.

A. Dobles diferencias: Intensión de tratamiento

Para corregir el problema de la endogeneidad presente en la participación y la exposición al Programa, la primera estrategia de identificación se basa en una especificación de dobles diferencias. En particular, debido a que se cuenta con información acerca de la fecha (mes y año) de incorporación de cada distrito al Programa y también del mes y año de nacimiento de cada niño menor a 60 meses de edad, es posible comparar el peso al nacer de los niños que nacieron después con aquellos niños que nacieron antes de la incorporación del distrito al Programa para cada uno de los distritos asociados al despliegue de JUNTOS.

En la práctica, lo que esta estrategia hace es comparar las diferencias inter-temporales en indicadores de cuidado pre-natal y peso al nacer o prevalencia de peso al nacer para niños y niñas nacidos en hogares elegibles para ser beneficiarios de JUNTOS con respecto a las diferencias inter-temporales de los mismos indicadores de resultado para niños que nacieron en hogares no elegibles para ser beneficiarios de JUNTOS. La condición de elegibilidad del hogar se determina a partir de un punto de corte arbitrario establecido por el Programa en base al índice de focalización de los hogares. Cabe resaltar que tanto las variables utilizadas en el algoritmo del índice de focalización de hogares como el punto de corte para determinar la elegibilidad de los hogares son desconocidos tanto por los miembros del hogar como por el personal que realiza la encuesta, de tal modo que la elegibilidad no puede ser alterada. El cálculo del índice de focalización de los hogares se explica con mayor detalle en la siguiente sub-sección.

Formalmente, el modelo a estimar puede escribirse como sigue:

$$y_{idt} = \beta_0 + \beta_1(Elegible_{idt} \times Expuesto_{idt}) + \beta_2Elegible_{idt} + \beta_3Expuesto_{idt} + X'_{idt}\gamma + \lambda_d + u_{idt} , \quad (1a)$$

donde y_{idt} representa el indicador de cuidado pre-natal o salud neo-natal (peso al nacer o indicador de bajo peso al nacer) del niño i que reside en el distrito d y que nació en el periodo t . En esta especificación, $Elegible_{idt}$ es una variable dicotómica que toma el valor de 1 si es que el niño vive en un hogar elegible para ser beneficiario de JUNTOS siguiendo el criterio del índice de focalización de los hogares y 0 en caso contrario. $Expuesto_{idt}$ es una variable dicotómica que toma el valor de 1 si es que el niño nació después del mes y año de incorporación del distrito al Programa y 0 en caso contrario. Esta definición implica que el niño ha sido expuesto al Programa si es que JUNTOS fue desplegado en el distrito al menos durante el último mes de embarazo. Finalmente X_{idt} es un vector de características del niño y de la madre, λ_d es un vector de efectos fijos por distrito y u_{idt} es un término de error que captura todos los demás factores omitidos.

La inclusión de los efectos fijos por distrito, λ_d , permite capturar factores no observables en los datos disponibles pero potencialmente correlacionados con la participación en el Programa y que son comunes a la población dentro de cada distrito. La omisión de dichos factores generaría sesgos en la estimación del efecto causal de JUNTOS sobre el cuidado pre-natal y la salud neo-natal.

El parámetro de interés es β_1 , el cual captura el efecto causal de JUNTOS en los indicadores de salud mencionados. Si éste es positivo y estadísticamente significativo, entonces esto significaría que JUNTOS contribuye a mejorar el estado de salud neo-natal de los niños. La consistencia del estimador de dobles diferencias se basa en el supuesto de “tendencia paralela”, el cual sugiere que no existen tendencias específicas de cada grupo de tratamiento (elegibles y no elegibles) a lo largo del tiempo.

Este supuesto se violaría si, por ejemplo, las decisiones de fecundidad de las mujeres responden a la implementación del Programa en cada distrito.

Nótese que la metodología descrita utiliza el criterio de elegibilidad como fuente de variación y no la condición actual de participación en el Programa. Por este motivo, los estimadores obtenidos representan la “intensión de tratamiento” y no el “tratamiento en los tratados”¹². Esto debido a que no todos los hogares elegibles son beneficiarios de JUNTOS. No obstante, recuperar el estimador de “tratamiento en los tratados” es sencillo una vez que se tiene información del porcentaje de niños de hogares elegibles que son actuales beneficiarios del Programa. En particular, el estimador de “tratamiento en los tratados” es una versión *re-escalada* del estimador de “intensión de tratamiento”. Además, debido a que se cuenta con información de la participación en JUNTOS, es posible estimar directamente el estimador de “tratamiento en los tratados” (el cual se describe más adelante) y compararlo con la versión *re-escalada* del estimador. En adelante se refiere al estimador de dobles diferencias que captura la “intensión de tratamiento” como DD-IdT.

Una manera alternativa de estimar la ecuación (1a) es permitiendo efectos heterogéneos de acuerdo al trimestre de embarazo en el que el niño fue expuesto a JUNTOS. Así por ejemplo, los efectos de JUNTOS en la salud neo-natal pueden ser mayores para niños que fueron expuestos al Programa desde el primer trimestre de embarazo o incluso antes de que la madre quede embarazada. Esto debido a que la mejor condición nutricional de la madre al momento de la concepción o la asistencia a controles pre-natales desde el primer trimestre de embarazo pueden impactar positivamente en la salud neo-natal.

Para capturar dichos efectos se estima la siguiente especificación:

$$y_{idt} = \theta_0 + \theta_1(Elegible_{idt} \times t_{idt}^0) + \theta_2(Elegible_{idt} \times t_{idt}^1) + \theta_3(Elegible_{idt} \times t_{idt}^2) + \theta_4(Elegible_{idt} \times t_{idt}^3) + \theta_5Elegible_{idt} + \sum_{j=0}^3 \theta_{6+j} t_{idt}^j + X'_{idt}\gamma + \lambda_d + u_{idt}, \quad (1b)$$

donde los indicadores t_{idt}^0 , t_{idt}^1 , t_{idt}^2 y t_{idt}^3 toman el valor de 1 cuando se observa que JUNTOS ha llegado antes del mes de concepción del niño, durante el primer trimestre, segundo trimestre y tercer trimestre de gestación, respectivamente, y 0 en caso contrario.

Por último, es importante dejar claro que existen dos limitaciones en la metodología descrita. La primera de ellas tiene que ver con la duración del embarazo. Debido a que la fuente de información

¹² El estimador de “tratamiento en los tratados” responde a la pregunta de cómo hubieran cambiado la salud neo-natal y el cuidado pre-natal si es que el hogar hubiera sido beneficiario de JUNTOS. Por su parte, el estimador de “intensión de tratamiento” responde a la pregunta de cómo hubieran cambiado la salud neo-natal y el cuidado pre-natal si es que los hogares elegibles hubieran participado de JUNTOS, independientemente de si el hogar finalmente participó o no del Programa.

utilizada no recoge información acerca del tiempo de gestación, se asume que la duración del embarazo es 10 meses (alrededor de 40 semanas). Esto automáticamente introduce problemas potenciales de sesgo debido a que el periodo de gestación se encuentra positivamente correlacionado con el peso al nacer. Así, los niños que nacieron prematuros no solo tienen menos peso al nacer, sino que también fueron expuestos durante un menor tiempo al Programa. Con la finalidad de verificar la robustez de los resultados, en la sección 6.3 se realiza un análisis de sensibilidad haciendo variar el supuesto de número de meses previos al nacimiento a seis (desde la semana 12 de embarazo para niños con periodo gestacional regular y totalmente expuestos para niños sietemesinos) y nueve (completamente expuestos durante la gestación para niños con periodo gestacional regular y sietemesinos).

La segunda limitación tiene que ver con los datos utilizados para la replicación del índice de focalización de hogares y, por tanto, el indicador de elegibilidad. En concreto, los datos utilizados para la construcción de este índice son observados al momento de la encuesta y no al momento de la gestación. Dicha limitación puede introducir error de medición, el cual tiene como consecuencia atenuar los resultados, de tal modo que existiría un sesgo *a priori* hacia no encontrar efectos del Programa en la salud neo-natal y cuidado pre-natal. A modo de verificar si es que los coeficientes estimados son sensibles a la falta de información durante el periodo gestacional, en la sección 6.3 se realizan regresiones restringiendo la muestra para incluir únicamente a los niños que nacieron a lo sumo 12 ó 24 meses antes de la fecha en que se realizó la encuesta. Esta restricción asegura que los datos utilizados para construir el indicador de elegibilidad sean más consistentes con la condición del hogar durante el periodo gestacional.

B. Dobles diferencias: Tratamiento en los tratados

Como ha sido señalado líneas arriba, la información con la que se cuenta permite saber también cuáles son los hogares beneficiarios de JUNTOS. A partir de esta información es posible estimar un modelo de dobles diferencias y obtener directamente el estimador de “tratamiento en los tratados” (DD-TeT). Sin embargo, esta información sólo está disponible desde el año 2008, por lo que esta metodología no puede ser utilizada con los datos de años previos, como sí ocurre con la metodología anterior. La ecuación a estimar puede escribirse como sigue:

$$y_{idt} = \beta_0 + \beta_1(Juntos_{idt} \times Expuesto_{idt}) + \beta_2 Juntos_{idt} + \beta_3 Expuesto_{idt} + X'_{idt}\gamma + \lambda_d + \epsilon_{idt} , \quad (2)$$

donde $Juntos_{idt}$ es un variable dicotómica que toma el valor de 1 cuando la madre reporta que el hogar es beneficiario de JUNTOS y 0 en caso contrario y ϵ_{idt} es un término de error. Las demás variables en la ecuación se definen de igual manera que en la ecuación (1a). Esta metodología de estimación permite también descomponer los efectos de exposición a JUNTOS de acuerdo al trimestre de embarazo; similar a la ecuación (1b).

Sin embargo, la composición de los datos con los que se cuenta introduce una limitación importante. En particular, no es posible observar la fecha exacta de afiliación de cada hogar al Programa. A pesar de que JUNTOS es desplegado en un distrito en particular en una fecha determinada, cabe la posibilidad de que cada hogar se afilie al Programa en fechas distintas, ya sea porque algunos hogares no cumplen con las condiciones de ingreso (niños menores de 15 años en el hogar o presencia de mujer gestante) o por otras razones. Por ello, se asume que la fecha de afiliación de cada hogar a JUNTOS no varía dentro de cada distrito y que ésta corresponde al mes y año en el que JUNTOS fue desplegado en el distrito.

La imprecisión en la fecha de afiliación de cada hogar al Programa introduce un problema de error de medición, el cual hace que los estimadores estén sesgados hacia cero. Idealmente se quisiera considerar el mes y año de incorporación de los beneficiarios al Programa para construir la variable dicotómica $Expuesto_{idt}$. Desafortunadamente, esta variable contiene una gran cantidad de valores “no conocidos” en la base de datos, por lo cual la confiabilidad en adoptar este criterio de clasificación es bastante reducida. Sin embargo, los enfoques metodológicos de efectos fijos por madre y variables instrumentales, bajo ciertos supuestos, pueden corregir dicho problema.

C. Efectos fijos por madre

Con el objetivo de evitar los posibles mecanismos de auto selección en la participación en el Programa y brindar evidencia adicional que corrija la imprecisión en la fecha de afiliación de cada hogar a JUNTOS, la tercera estrategia de identificación se basa en la estimación de efectos fijos por madre (EFM). En la práctica, esta metodología compara los indicadores de salud neo-natal y cuidado prenatal de dos hermanos (niños nacidos de una misma madre) que nacieron en etapas distintas de implementación del Programa: uno que nació antes y otro que nació después de la implementación del Programa en un distrito dado. Al comparar hermanos se controla por factores no observables pero que son constantes para un hogar. No obstante, los factores no observables variantes en el tiempo no pueden ser capturados bajo esta metodología.

Este modelo puede escribirse como sigue:

$$y_{im} = \beta_0 + \beta_1 \text{Expuesto}_{im} + X'_{im} \delta + \lambda_m + e_{im} , \quad (3)$$

donde y_{im} denota el indicador de salud neo-natal o cuidado pre-natal del niño i nacido de la madre m , Expuesto_{im} es una variable dicotómica que toma el valor de 1 si es que el niño nació después de la fecha en que JUNTOS fue desplegada en el distrito y 0 en caso contrario, X_{im} es un vector de características propias del niño, λ_m es un vector de efectos fijos por madre y finalmente e_{im} es un término de error.

A diferencia de las metodologías previamente descritas, el estimador de EFM considera únicamente a niños nacidos de madres que responden ser beneficiarias de JUNTOS. La única diferencia entre los niños al interior de un hogar es la fecha de nacimiento: antes y después de la implementación del Programa. Al incluir los EFM es posible capturar aquellos factores específicos a la mujer (pero comunes a sus hijos) que pueden estar correlacionados con la participación en el Programa y cuya omisión generaría sesgos en la estimación del efecto causal de JUNTOS en la salud neo-natal y cuidado pre-natal. Un ejemplo de dichos factores específicos a la mujer es el incremento de la fecundidad como respuesta a los incentivos financieros generados por el Programa.

El estimador de EFM permite también corregir el problema de falta de información acerca de la fecha de afiliación de cada hogar al Programa. Esto debido a que (1) la muestra de trabajo para el análisis empírico contiene únicamente a hermanos que han nacido antes y después del despliegue de JUNTOS en el distrito y (2) la fecha de afiliación al Programa es única para cada hogar y estaría siendo capturada por los efectos fijos maternos. Por construcción, si se observa que una pareja de hermanos ha nacido ambos antes o ambos después de dicha fecha, ésta no sería considerada para el análisis empírico.

Un problema potencial, no obstante, surge si es que el hogar fue afiliado en fechas posteriores a la llegada de JUNTOS al distrito y en los datos se observa que uno de los hermanos nació antes de la fecha de llegada de JUNTOS y otro entre la fecha de llegada del Programa y la fecha de afiliación del hogar. En este caso en particular se consideraría que el niño que nació después de la fecha de despliegue del Programa ha sido expuesto a JUNTOS, cuando esto en realidad no ha sucedido. Para descartar potenciales sesgos generados por este escenario, se realiza un análisis de sensibilidad de los resultados en la sección 6.3 donde se incluyen únicamente a niños nacidos de una misma madre que cumplen con la asignación de tratamiento de acuerdo a la fecha de nacimiento (antes y después del despliegue de JUNTOS) y en los cuales el hermano menor ha nacido al menos 12 ó 24 meses después de la fecha de llegada de JUNTOS al distrito. Esta restricción muestral reduce la probabilidad de asignar incorrectamente la exposición al Programa del hermano menor, pues la distancia entre el

nacimiento y la fecha de llegada de JUNTOS es suficientemente amplia tal que es más probable que el hogar ya haya sido afiliado al Programa.

Por último, es necesario dejar claro que la base de datos utilizada no contiene información de tipo longitudinal. Esto impide observar características de la madre que varían entre nacimientos de los niños y que pueden afectar distintamente la salud neo-natal y el cuidado pre-natal de cada hermano. Un ejemplo de ello es el estado socio-económico del hogar en etapas previas al nacimiento de cada niño. En este caso, se esperaría que los niños que fueron concebidos cuando el hogar se encontraba relativamente mejor en términos financieros gocen de un mejor cuidado pre-natal y consecuentemente tengan una mejor condición de salud al momento del nacimiento. Desafortunadamente no es posible controlar por características que varían en el tiempo, por lo cual se debe de tener cuidado con la interpretación de los efectos encontrados.

D. Variables instrumentales

La cuarta estrategia de identificación se basa en el enfoque de variables instrumentales. Como ha sido discutido, los hogares pueden elegir participar en el Programa debido a factores no observables que pueden determinar también la salud neo-natal y el cuidado pre-natal del niño. Para precisar estas ideas, considérese la siguiente ecuación estructural del efecto de JUNTOS en indicadores de salud neo-natal o cuidado pre-natal, y_{idt} :

$$y_{idt} = \beta_0 + \beta_1 Juntos_{idt} + X'_{idt} \gamma + \mu_{idt} , \quad (4)$$

donde $Juntos_{idt}$ es un indicador de si el niño i que reside en el distrito d en el periodo t estuvo expuesto o no al Programa, X_{idt} es un vector de características del niño y de la madre y μ_{idt} es un término de error.

Bajo el supuesto de que la participación en JUNTOS no se encuentre correlacionada con factores no observables y que son determinantes del indicador de salud de interés (formalmente, esto implica $E[\mu_{idt} | Juntos_{idt}, X_{idt}] = 0$), una regresión de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) estimaría consistentemente el parámetro de interés β_1 , el cual se asume constante en la población. No obstante, la participación en el Programa no es exógena entre hogares, incluso dentro de un mismo distrito. A esto se le suma el hecho de que JUNTOS no carece de diseño experimental, tal que no es posible comparar indicadores de resultado entre localidades aleatoriamente intervenidas y no intervenidas, como sí es el caso de otros Programas en Latinoamérica, como por ejemplo *Oportunidades* en México.

Por tal motivo, es necesaria una fuente de variación exógena en la participación en JUNTOS para estimar consistentemente el parámetro de interés β_1 . Esta fuente de variación exógena, que se denomina instrumento, permite el uso de variables instrumentales como metodología de estimación del efecto causal de interés. Existen dos condiciones que el instrumento, representado por la variable z_{idt} , debe cumplir. La primera de ellas tiene que ver con el poder explicativo del instrumento en la participación en el Programa. En términos formales, se debe cumplir que $Cov(Juntos_{idt}, z_{idt}) \neq 0$. Este supuesto puede verificarse directamente a partir de una regresión lineal del instrumento z_{idt} en el indicador de participación en el Programa, $Juntos_{idt}$. La segunda condición, el criterio de exclusión, se refiere a que el instrumento no debe explicar el indicador de salud de interés, y_{idt} , por ningún otro medio que no sea a través de la participación en JUNTOS. Formalmente, se debe cumplir que $Cov(\mu_{idt}, z_{idt}) = 0$.

Bajo la condición de que la fecha de concepción del niño no ha sido estratégicamente determinada por los padres para ser parte de la población objetivo del Programa, se sigue la metodología de Perova y Vakis (2012) para construir el instrumento z_{idt} . Dado que el mes y año en que cada distrito se incorporó a JUNTOS es independiente de la fecha de nacimiento de cada niño (la cual se asume exógena), es posible construir una variable dicotómica que tome el valor de 1 si es que el niño nació después de la incorporación del distrito a JUNTOS y 0 en caso contrario. Asimismo, es posible explotar la variación en la elegibilidad de cada hogar de acuerdo al puntaje en el índice de focalización de hogares para construir un término de interacción entre éste indicador y el indicador de nacimiento posterior al mes y año de despliegue de JUNTOS en el distrito el cual será utilizado como instrumento de identificación y que cumple con los supuestos de variables instrumentales presentados previamente.

La estimación de los efectos causales utilizando el método de VI consiste en estimar el efecto del instrumento sobre la variable de resultado de interés y sobre la variable causante endógena y luego aislar el impacto exógeno de la variable causante sobre la variable de resultado de interés. En particular, la ecuación de regresión de primera etapa en la estimación puede escribirse como sigue:

$$Juntos_{idt} = \pi_0 + \pi_1(Elegible_{idt} \times Expuesto_{idt}) + \pi_2Elegible_{idt} + \pi_3Expuesto_{idt} + X'_{idt}\phi + v_{idt} , \quad (5)$$

donde las variables $Elegible_{idt}$ y $Post_{idt}$ se definen de igual manera que en la ecuación (1a) y v_{idt} es un término de error. La ecuación de regresión de la “forma reducida”, la cual resulta de introducir la ecuación resultante de la primera etapa (5) en la ecuación estructural (4) se puede escribir como sigue:

$$y_{idt} = \delta_0 + \delta_1(Elegible_{idt} \times Expuesto_{idt}) + \delta_2Elegible_{idt} + \delta_3Expuesto_{idt} + X'_{idt}\kappa + \eta_{idt}, \quad (6)$$

El estimador de VI se obtiene al utilizar en la identificación únicamente la variabilidad exógena que proviene del instrumento. Este estimador se puede escribir como $\hat{\beta}_{1,VI} = \hat{\delta}_1/\hat{\pi}_1$. Bajo los supuestos de variables instrumentales, el estimador $\hat{\beta}_{1,VI}$ será un estimador consistente. Nótese que el estimador de VI corresponde a la versión re-escalada del estimador de DD-IdT. Esto debido a que la misma fuente de variación, elegibilidad a través del tiempo y entre distintos distritos, está siendo utilizada para identificar el efecto causal de interés. Por otro lado, debido a que es necesario contar con el indicador de participación en JUNTOS para aplicar esta metodología, sólo datos a partir del año 2008 serán utilizados para las regresiones de VI.

Es importante recalcar que, a pesar de que la fecha de incorporación de cada distrito a JUNTOS es exógena, la fecha de nacimiento del niño puede ser estratégicamente seleccionada por los padres, especialmente para que el hogar sea parte de la población objetivo del Programa. De ser este el caso, los estimadores de variables instrumentales serían inconsistentes, pues la fecha de nacimiento y por tanto el término de interacción utilizado como instrumento sería endógenamente determinado. Por este motivo, es necesario verificar que la fecha de llegada del Programa no tiene efectos sobre la fecundidad al interior de los distritos. Este análisis es realizado con detalle en el Anexo C.

Si se cumplen todos los supuestos de identificación, esta metodología permite corregir también el problema de la falta de información acerca de la fecha de afiliación de cada hogar a JUNTOS. Esto debido a que la variación que se explota para la identificación es la elegibilidad a través del tiempo y entre distintas zonas geográficas, y el efecto identificado corresponde a la actual participación en el Programa por parte de los hogares. En otras palabras, la estrategia de VI permite corregir el problema de endogeneidad por error de medición en la variable causal.

5.2. Datos

Dos fuentes de información son utilizadas para el análisis empírico. La primera proviene de los registros administrativos de JUNTOS. Particularmente interesa saber el mes y año de incorporación de cada distrito al Programa. Esta información puede ser obtenida en el portal web de JUNTOS, el cual contiene información acerca de cada uno de los distritos en los que el Programa se encuentra presente y también del mes y año en que se realizó el primer pago para cada uno de los distritos

listados. En este sentido, el primer mes de pago según el cronograma de pagos de JUNTOS se considera como el mes en el que el Programa empezó a operar en un distrito dado¹³.

La segunda fuente de información proviene de la Encuesta Demográfica y de Salud Familiar (ENDES) de los años 2004 a 2013. La ENDES se lleva a cabo con una periodicidad anual desde el año 2009 y es elaborada por el INEI. Desde el año 2004 la ENDES se realiza bajo un diseño de encuesta continua¹⁴. La inferencia de esta encuesta es nacional, departamental y por ámbito geográfico (urbano y rural) y el método de recolección de datos es estratificado multi-etápico. En particular, la ENDES selecciona a hogares dentro de cada estrato y entrevista a mujeres en edades entre los 15 y 49 años (edad fértil) e incluye preguntas referentes al historial de partos que ha tenido la mujer (si ha tenido hijos). La selección de las mujeres entrevistadas por cada hogar es aleatoria.

Hacia el año 2012 existían alrededor de 1,000 distritos incorporados al Programa. De estos distritos, 688 (64% del total de distritos asociados a JUNTOS) fueron incluidos en la muestra seleccionada por el INEI para llevar a cabo la ENDES. La muestra de trabajo incluye a niños de 59 meses de edad y menores cuyas madres fueron seleccionadas para ser entrevistadas por la ENDES y que residen en los distritos asociados al despliegue de JUNTOS. Además, se restringe la muestra a incluir datos de niños provenientes de zonas rurales del país.

Por último, se aplican dos restricciones adicionales que permiten obtener una mayor precisión en los resultados. La primera de ellas tiene que ver con la característica del embarazo. En primer lugar, para la muestra de niños, se excluyen a todos los niños que nacieron de partos múltiples (gemelos, mellizos, trillizos, etc.) debido a que el peso al nacer puede verse negativamente afectado por este factor. La segunda restricción consiste en incluir en la muestra únicamente a niños nacidos de madres que reporten haber vivido en el distrito al menos 1 año antes del nacimiento del niño, de tal modo que es posible determinar que el niño fue o no expuesto al Programa durante el periodo en que se encontraba *dentro del útero* de la madre. Esta última restricción permite evitar potenciales problemas de selección por migración¹⁵. La muestra final contiene información de 16,654 niños menores de 5 años que residen en distritos asociados al despliegue de JUNTOS.

La ENDES contiene información - de tipo corte transversal - acerca del cuidado pre-natal y salud neo-natal de niños de 59 meses de edad o menores, cuyas madres han sido previamente entrevistadas. En particular, información retrospectiva acerca de si la madre acudió a controles prenatales, lugar al que acudió para realizar los controles pre-natales, personal por el que fue atendido,

¹³ El cronograma de pagos de JUNTOS puede ser consultado en la siguiente dirección web: http://www.juntos.gob.pe/cronograma_transportadora.php.

¹⁴ Ver Informe Principal de la ENDES Continua 2008 del elaborado por el INEI.

¹⁵ Durante el embarazo, las madres pudieron haber migrado periódicamente hacia distritos donde JUNTOS se encontraba presente para recibir el estipendio que brinda el Programa. Esta migración selectiva podría introducir sesgo en los resultados.

lugar donde dio a luz, personal que atendió el parto, entre otras variables de interés, para cada uno de los niños (embarazos), son incluidas en el cuestionario.

Algunas variables referentes al cuidado pre-natal, sin embargo, no se encuentran disponibles para todos los niños en este rango de edad. Al respecto, la ENDES está diseñada de tal manera que recoge mayor información del cuidado pre-natal del último niño nacido vivo. De manera especial, la información sobre el cuidado pre-natal - como es el caso de controles pre-natales, lugar donde se realizaron los controles pre-natales (de ser el caso), el personal médico que atendió a la gestante, entre otros - es provista por la madre únicamente para el último niño nacido vivo. En contraste, la información concerniente al lugar donde la madre dio a luz al niño y el personal que atendió el parto (de ser el caso) se encuentra disponible para todos los niños¹⁶. El análisis empírico del efecto de JUNTOS en el cuidado pre-natal, por tanto, se realiza a partir de los datos disponibles en base al diseño de la ENDES.

De otro lado, la ENDES incluye preguntas acerca del estado de salud del niño al momento del nacimiento. Concretamente se pregunta acerca del peso y también del tamaño del niño al momento del nacimiento. Esta última pregunta es de tipo cualitativa y la madre responde si al momento del nacimiento el niño era, en comparación con otros niños, muy grande, grande, tenía un tamaño promedio, era pequeño o muy pequeño. Esta variable cualitativa se encuentra disponible para la totalidad de los niños incluidos en la muestra.

Sin embargo, es necesario mencionar que una buena parte de los niños (alrededor del 20%) no presenta información de su peso al momento del nacimiento. La falta de información acerca del peso al nacer de los niños podría introducir sesgo en los estimadores si es que el reporte de peso al nacer se encuentra correlacionado con características no observables de la madre o del hogar. A modo de ejemplificar, cabe la posibilidad de que las madres que reporten el peso al nacer de sus hijos vivan en hogares de mejor condición socio-económica, tal que el niño fue debidamente pesado al nacimiento porque el parto fue atendido en un centro de salud. De ser este el caso, se estaría recogiendo datos únicamente de niños cuyas madres pudieron tener un mejor cuidado durante el embarazo, de modo tal que se esperaría que los resultados estén sesgados hacia no encontrar efectos de JUNTOS en la salud neo-natal. Por este motivo, es necesario controlar por la falta de información en el peso al nacer en el análisis empírico.

¹⁶ La información del lugar del parto del penúltimo niño nacido vivo y todos los niños que nacieron antes del penúltimo embarazo de la madre se encuentra disponible desde el año 2009 en adelante. En los años previos (2004 y 2008), esta información únicamente se encuentra disponible para el último niño nacido vivo. En el caso de la información del personal que atendió al parto, ésta se encuentra disponible para todos los niños en todos los años (2004-2013). Por tal motivo, el número de observaciones para los indicadores de cuidado pre-natal varía de acuerdo a las precisiones hechas anteriormente.

Dos estrategias distintas de corrección por ausencia de información en la salud neo-natal son implementadas. La primera de ellas consiste en estimar un modelo Logit donde se explica la presencia de datos del peso al nacer a partir de características observables. A partir de las predicciones de la probabilidad de observar datos en el peso al nacer se construyen ponderadores que serán utilizados en las estimaciones *ponderadas* del efecto de JUNTOS en la salud neo-natal. El Anexo D detalla las variables incluidas en la estimación del modelo Logit y la construcción de los ponderadores.

Al explorar factores relacionados con la ocurrencia de casos sin información de peso al nacer se observa que hay una menor probabilidad de ocurrencia de falta de información para los nacimientos más recientes, para los bebés nacidos de madres más jóvenes y con mayor nivel de educación alcanzado. También se encuentra una menor probabilidad de ocurrencia de información faltante en la costa respecto a la sierra y selva. No hay un patrón en cuanto al año de la encuesta; la ocurrencia de información faltante es similar entre las ENDES. En cuanto a variables relacionadas al Programa, no se encuentra relación con la exposición (fecha de incorporación del distrito de residencia a JUNTOS previa a la fecha de nacimiento de la niña o niño), pero sí con la elegibilidad. Así, se encuentra una mayor probabilidad de información faltante para las niñas y niños nacidos de madres elegibles (es decir más pobres según el índice de focalización de hogares de JUNTOS) para el Programa. Sin embargo, no se encuentra relación entre la afiliación a JUNTOS y la ocurrencia de información faltante, tanto cuando se incluye esta variable sin controlar por la exposición y la elegibilidad como cuando se controla por estas variables.

La segunda estrategia consiste en imputar datos a partir de la información cualitativa del tamaño del niño al momento de nacer. Debido a que la información cualitativa se encuentra disponible para todos los niños incluidos en la muestra, dos métodos de imputación son realizados. El primero de ellos consiste en dividir la sub-muestra que contiene información de indicadores de salud neo-natal de acuerdo a quintiles de peso al nacer. Luego, a partir de la información cualitativa, se toma el mínimo peso al nacer de cada quintil y se imputa esta información a los niños que no cuentan con este dato. Por ejemplo, un niño que no cuenta con información de peso al nacer y cuya madre reporta que era muy pequeño al momento del nacimiento obtiene el mínimo peso al nacer del primer quintil de la distribución de peso al nacer de aquellas observaciones que sí cuentan con este dato. La misma lógica es aplicada para los demás niños que no cuenten con dicho dato en base a la categoría del tamaño al momento del nacimiento (información cualitativa). El segundo método es similar al anterior, sólo que en vez de asignar el mínimo peso al nacer por quintil, este dato es aleatorizado dentro de cada quintil tomando como referencia la información cualitativa. En base a estas tres estrategias se espera corregir el potencial sesgo introducido por la ausencia de información en el peso al nacer.

De otro lado, la información referente al peso al nacer, que es la variable principal de interés para el estudio, es provista por la madre a partir de (1) la tarjeta o ficha de nacimiento del niño o (2) el recuerdo materno. Idealmente se quisiera contar con información proveniente de la ficha de nacimiento del niño, pues esta información no se encuentra afectada por potencial error de medición que puede tener el recuerdo de la madre. Una manera de recuperar información *oficial* del peso al nacer es a partir de la tarjeta de vacunación o control de crecimiento del niño. Para algunas observaciones, los encuestadores de la ENDES recogen información de la ficha de vacunación o controles de crecimiento (en el caso en que la madre guarde aún esta información), en las que se incluyen datos del peso al nacer del niño que son almacenados en los registros vitales de los centros de salud. No obstante, dicha información se encuentra disponible únicamente para un reducido número de niños. En términos de proporción, del total de niños que cuentan con dato de peso al nacer, el 53% tienen datos a partir del recuerdo de la madre, 38% de ellos tienen información de este indicador a partir de la tarjeta de nacimiento y la información del 9% restante ha sido recuperada a partir de las tarjetas de vacunación o controles de crecimiento.

Uno de los potenciales efectos que surge al no contar con la información *oficial* del peso al nacer es que la información provista por el recuerdo de la madre puede contener sesgo por redondeo. Para ejemplificar, es probable que el verdadero valor del peso al nacer del niño fuera 2,850 gramos pero la madre reporta que el peso al nacer fue de 3,000 gramos. Esta técnica heurística de reporte del peso al nacer no introduce sesgo en sí misma, mas es posible que sí sesgue los coeficientes estimados si existe una desproporción en la frecuencia con que se realiza entre madres no elegibles (no beneficiarias) y madres elegibles (beneficiarias) para ser participantes del Programa. Es decir, si las madres elegibles (beneficiarias) tienden a sub-reportar el verdadero valor del peso al nacer mientras que las madres no elegibles (no beneficiarias) tienden a sobre-reportar dicho valor, es posible que el efecto estimado de JUNTOS en el peso al nacer sea nulo cuando en realidad sí existe un efecto positivo.

No obstante, no es posible saber con certeza si esto ocurre, pues no se tiene el valor *oficial* del peso al nacer. Lo que sí se puede hacer es verificar si es que existe una desproporción entre la frecuencia con que las madres elegibles (beneficiarias) y no elegibles (no beneficiarias) reportan valores de peso al nacer que son múltiplos de 500 o 1,000. Al realizar este ejercicio, no se encuentran diferencias significativas entre hogares elegibles y no elegibles ni tampoco entre hogares beneficiarios y no beneficiarios de JUNTOS. Este resultado es evidencia de que no existe un sesgo *a priori* por redondeo de los valores del peso al nacer de los niños.

Cabe resaltar que el error de medición en el indicador de resultado (variable dependiente en la regresión) no introduce sesgo en los estimadores. A pesar de ello, este sí puede aumentar los errores

estándar de los estimadores, de tal manera que aumenta la posibilidad de caer en error de tipo II. No obstante, si es que el error de medición del indicador es único para cada madre que reporta el peso al nacer de sus hijos (constante para niños nacidos de una misma madre), la estrategia de EFM puede corregir dicho problema.

Existe también la posibilidad de que la precisión del dato de peso al nacer se pierda mientras mayor sea el tiempo entre el nacimiento del niño y el reporte de este dato. Por ejemplo, el dato de peso al nacer puede ser más preciso si es que el niño nació 1 año antes de la fecha de entrevista en comparación de si el nacimiento se dio 4 años antes de esta fecha. Por este motivo, se incluye un análisis de sensibilidad de los resultados que considera la distancia entre la fecha de nacimiento y la fecha de entrevista en la sección 6.3.

Cuatro indicadores de resultado son considerados para medir la salud neo-natal: (1) bajo peso al nacer, definido por la Organización Mundial de la Salud (OMS) como peso al nacer menor a 2,500 gramos; (2) peso al nacer medido en gramos; (3) logaritmo del peso al nacer; y (4) un indicador de si el niño era pequeño o muy pequeño en comparación con otros niños al momento del nacimiento (este indicador es construido a partir de la información cualitativa proporcionada por la madre). A modo de medir el efecto de JUNTOS en el cuidado pre-natal, se construyen seis indicadores: (1) un indicador de si la madre asistió o no a controles pre-natales; (2) un indicador de si el primer control pre-natal se dio en el primer trimestre de embarazo (únicamente para aquellas madres que reportaron haber asistido a controles pre-natales); (3) el número de controles pre-natales a los que la madre asistió; (4) un indicador de parto institucional¹⁷; (5) un indicador de parto en un centro de salud asociado al Ministerio de Salud (MINSA) o EsSalud; y (6) un indicador de parto asistido por personal médico calificado¹⁸.

Por último, la ENDES incluye también preguntas referentes a los procedimientos de salud que fueron realizados durante los controles pre-natales. En particular, la ENDES recoge cierta información acerca de los procedimientos normales en los controles pre-natales según el protocolo de atención pre-natal del MINSA. En base a ello, se construyen indicadores de (1) si la madre fue pesada, (2) se tomaron muestras de sangre, (3) se tomaron muestras de orina, (4) se midió la presión arterial, (5) se proveyó a la madre gestante de suplementos de hierro y, finalmente, (6) si se aplicó o no la vacuna antitetánica en alguno de los controles pre-natales. La estructura de la ENDES, no obstante, hace que

¹⁷ Se considera parto institucional a aquellos que se realizaron en hospitales (MINSA, EsSalud, fuerzas armadas o policiales u hospitales municipales), centros y postas de salud (MINSA y EsSalud), clínicas o consultorios privados y centros de salud de ONGs o de alguna iglesia.

¹⁸ Se considera que el parto fue atendido por personal médico especializado si la madre reporta que el parto fue realizado por un médico, obstetra o enfermera (partera o comadrona).

dichos indicadores puedan ser analizados a partir de los métodos de dobles diferencias y variables instrumentales, pues únicamente se tiene disponible esta información para el último niño nacido vivo.

En cuanto a las variables de tratamiento, es necesario hacer algunas precisiones. En primer lugar, como ya ha sido mencionado, el indicador de elegibilidad se construye a partir de las características observables del hogar al momento de la encuesta. El Anexo A detalla las variables incluidas para la construcción del índice de focalización de los hogares y, a partir de éste, el indicador de elegibilidad. Es muy importante tener en cuenta que, debido a la falta de información de tipo longitudinal, las variables utilizadas para la construcción del indicador de elegibilidad son observadas al momento de la encuesta y no al momento de la concepción del niño o en periodos previos a la llegada de JUNTOS al distrito. Este hecho podría introducir error de medición en la variable de tratamiento y por tanto atenuar los resultados. No obstante, se realiza un análisis de sensibilidad de los resultados en la sección 6.3 a modo de brindar información adicional de que los resultados no están siendo afectados por la carencia de información de periodos anteriores. Segundo, la variable de condición de participación en el Programa fue recogida por la ENDES a partir del año 2008 en adelante. Por este motivo solo se utilizan datos provenientes de las ENDES 2008-2013 para el análisis de DD-TeT, EFM y VI.

A modo de incrementar la precisión de los resultados, ciertas variables de control son incluidas en las regresiones. En particular, se distingue de acuerdo a las características de la madre y características del niño. En cuanto a las características de la madre, éstas son observadas al momento de la encuesta y no durante el periodo gestacional. El vector de características de la madre incluye indicadores de nivel educativo alcanzado (primaria incompleta, primaria completa, secundaria incompleta, secundaria completa, al menos un año de educación superior; categoría base: sin educación), indicadores de grupo de edad (15-24, 25-29, 30-34, 35-39, 40 o más; categoría base: menor de 15 años), indicadores de etnicidad (lengua materna es: Quechua, otra lengua nativa; categoría base: lengua materna es Español o lengua extranjera), indicadores de estatura (menor a 1.5 metros, 1.5-1.6, 1.6+; categoría base: no tiene dato en estatura) y un indicador de si la madre reporta fumar cigarrillos al momento de la encuesta. El vector de características del niño incluye un indicador de sexo, indicadores de orden de nacimiento (2, 3, 4, 5 o más; categoría base: niño es el 1er. hijo nacido vivo) e indicadores por año de nacimiento. Se incluye un indicador de sexo debido a que, dado el estado de la tecnología actual, es posible conocer el sexo del niño antes de la fecha de nacimiento y, consecuentemente, los hogares pueden cambiar los cuidados pre-natales de acuerdo a las preferencias por sexo de los hijos (Lhila y Simon 2008).

Las Tablas 1 y 2 presentan estadísticas descriptivas de los indicadores de salud neo-natal y del cuidado pre-natal por parte de las madres. La Tabla 1 describe la muestra a partir de la condición de elegibilidad y fecha de nacimiento del niño (antes o después de la llegada de JUNTOS al distrito),

mientras que la Tabla 2 divide la muestra de acuerdo a la condición de participación en el Programa y la fecha de nacimiento del niño utilizando datos de la ENDES a partir del 2008 en adelante.

Finalmente, la Figura 1a muestra la distribución de los datos originales del peso al nacer de los niños incluidos en la muestra de acuerdo a la condición de elegibilidad (panel izquierdo) y participación en el Programa (panel derecho). La Figura 1b muestra la distribución de los datos imputados de peso al nacer, asignando el dato mínimo por quintil (paneles superiores) y el dato aleatorio por quintil (paneles inferiores) de acuerdo a la condición de elegibilidad (paneles de la izquierda) y participación en JUNTOS (paneles de la derecha). De manera general, la distribución del peso al nacer es bastante uniforme al distinguir tanto por condición de elegibilidad como también por condición de participación en el Programa. Al imputar los datos en base al criterio de aleatorización al interior de cada quintil de peso al nacer, es posible observar que los niños de hogares beneficiarios de JUNTOS tienen, en promedio, un menor peso al nacer en comparación con sus contrapartes.

6. Resultados

Antes de presentar los resultados de las estimaciones es necesario indicar que aunque la ENDES contiene información sobre la fecha de nacimiento para cada nacido vivo en el hogar, no es posible determinar de manera precisa el momento de la concepción pues la ENDES no indaga por esta información. Tampoco indaga por la duración de la gestación, lo que permitiría aproximar la fecha de concepción. Por este motivo, en el análisis se define un periodo gestacional de 40 semanas para determinar la exposición al Programa en las estimaciones presentadas en los resultados principales. Se utiliza el periodo de 40 semanas debido a que es el que se define como el periodo normal para que un embarazo llegue a término. Debido a que no todas las gestaciones tienen una duración de 40 semanas, luego en el análisis de sensibilidad se asumen periodos más cortos de 36 y 32 semanas de gestación para determinar la exposición al Programa.

6.1. Análisis gráfico

La Figura 2a presenta la evolución de la prevalencia de bajo peso al nacer a partir de datos oficiales del Informe Principal de la Encuesta Demográfica y de Salud Familiar elaborado por el INEI, a nivel nacional, urbano y rural para el periodo 1996-2013. Se incluye también la evolución de éste indicador para distritos asociados al despliegue de JUNTOS que han sido incluidos en el diseño muestral de la ENDES desde el año 2004.

La prevalencia de bajo peso al nacer presenta una tendencia positiva a lo largo de los años, especialmente en el ámbito rural del país. No obstante, existe una clara disminución en la prevalencia de bajo peso al nacer en los distritos asociados al despliegue de JUNTOS, especialmente entre los años 2004 y 2008. Este periodo coincide con la creación de JUNTOS (año 2005), lo cual podría sugerir que existe una correlación entre la creación del Programa y la disminución de la prevalencia de bajo peso al nacer. Sin embargo, al examinar de manera más detallada la evolución del peso al nacer dentro de los distritos adscritos a JUNTOS, es posible observar que, a pesar de haber disminuido inicialmente, la prevalencia de bajo peso al nacer sigue una trayectoria positiva en años posteriores al 2008.

La Figura 2b descompone la evolución de la prevalencia de bajo peso al nacer en distritos asociados al Programa de acuerdo al criterio de elegibilidad (en base a la puntuación del índice de focalización de hogares) y la participación en JUNTOS. A partir de la evidencia gráfica, es posible notar que el peso al nacer disminuye para ambos grupos de tratamiento, elegibles y no elegibles, entre los años 2004 y 2008. No obstante, en años posteriores, la prevalencia de bajo peso al nacer aumenta, de manera más marcada para el grupo de elegibles como beneficiarios de JUNTOS. Al examinar de acuerdo a la participación actual en el Programa, es posible ver que la prevalencia de bajo peso al nacer para niños nacidos en hogares beneficiarios de JUNTOS sigue una tendencia positiva.

Por otro lado, los indicadores de cuidado pre-natal presentan una tendencia positiva a lo largo del tiempo. La Figura 3a muestra la evolución de la asistencia a controles pre-natales por parte de mujeres en estado gestacional para el periodo 1996-2013. De acuerdo al gráfico, es posible observar que casi la totalidad de mujeres que tuvieron hijos nacidos vivos al menos cinco años anteriores a la encuesta asistieron a controles pre-natales. Al analizar este indicador al interior de los distritos adscritos a JUNTOS (ver Figura 3b), es posible observar que casi la totalidad de madres que estuvieron gestando asistieron a controles pre-natales, incluso más que madres gestantes de hogares no beneficiarios del Programa.

Los datos muestran una historia distinta para los indicadores de parto institucional y atención del parto por parte de personal médico especializado. De manera general, la tendencia a dar a luz en centros de salud públicos o privados y que el parto haya sido asistido por personal médico especializado ha ido creciendo en los años, tanto a nivel nacional como también en zonas urbanas, rurales y en distritos asociados a JUNTOS (ver Figuras 4a y 5a). Sin embargo, el porcentaje de mujeres beneficiarias de JUNTOS que dan a luz en centros de salud y cuyo parto es asistido por personal médico bordea el 60 por ciento. En contraste, casi la totalidad de mujeres no beneficiarias del Programa reportaron haber dado a luz en centros de salud y haber sido asistidas por personal médico. La trayectoria de estos indicadores a lo largo de los años es, no obstante, positiva para mujeres

beneficiarias de JUNTOS lo cual sugiere la existencia de una correlación entre la participación en el Programa y la mejora del cuidado pre-natal.

La evidencia descrita a partir de los gráficos presentados sugiere que no existe una mejora sostenida a lo largo del tiempo en términos de salud neo-natal, lo cual se evidencia también a nivel nacional. Más sorprendente aún es el hecho que, a pesar de que casi la totalidad de mujeres beneficiarias en estado gestacional asisten a controles pre-natales, el porcentaje de mujeres que da a luz en centros de salud y es atendida por personal médico es mucho más bajo. Este hecho podría reflejar, presumiblemente, al menos tres posibilidades. En principio, las mujeres beneficiarias de JUNTOS podrían asistir a los controles pre-natales únicamente para cumplir con las responsabilidades exigidas por el Programa. Segundo, estas mismas mujeres podrían haber asistido a controles pre-natales sólo por tener síntomas de alguna enfermedad en particular o complicaciones durante el embarazo. Finalmente, existe la posibilidad de que aquellas madres beneficiarias del Programa que inicialmente asistieron a sus controles pre-natales dejaron de ir por razones particulares como el tiempo de viaje, congestión del servicio, falta de dinero o simplemente porque el parto se adelantó. Para cualquiera de las posibilidades, la evidencia mostrada se traduce en una discordancia entre los servicios de salud pre-natal y la atención de la natalidad para madres beneficiarias de JUNTOS.

6.2. Resultados principales

En la implementación de las estrategias de identificación basadas en dobles diferencias (IdT y TeT) y variables instrumentales se han estimado cinco especificaciones para cada uno de los indicadores de resultado neo-natal y de cuidado pre-natal.

En la primera especificación, o especificación base, solo se incluyen las variables de elegibilidad o de participación en JUNTOS, el indicador de exposición al Programa (concepción anterior o posterior a la llegada del Programa JUNTOS al distrito), y la interacción de ambas variables. En los modelos de doble diferencia el coeficiente de la interacción entre elegibilidad y exposición estima el efecto de intención de tratamiento, mientras el coeficiente de la interacción entre participación y exposición estima el efecto de tratamiento en los tratados. La segunda especificación incluye adicionalmente efectos fijos por año de la encuesta. La tercera especificación añade características de la madre, tales como su nivel educativo, edad, lengua materna, estatura, y un indicador de si es fumadora. Es necesario señalar que todas las características del hogar y de la madre corresponden al reporte al momento de la encuesta y no al momento de la gestación debido a que la ENDES es una encuesta de tipo corte transversal y no incluye preguntas retrospectivas sobre características de la madre durante

sus diferentes gestaciones. La cuarta especificación añade características del bebé: el sexo, el orden de nacimiento y el año de nacimiento. La quinta especificación añade efectos fijos por distritos.

La estimación de efectos fijos por madre considera dos especificaciones solamente. La especificación base incluye efectos fijos por madre y la exposición al Programa. La especificación adicional incluye las características del bebé. Todas las demás variables incluidas en los modelos de dobles diferencias o de variables instrumentales son iguales entre hermanos. Debido a que la estrategia de efectos fijos por madre se basa en la comparación entre hermanos, cualquier variable común entre hermanos se excluye automáticamente en la estimación al incluir los efectos por madre. Así, las características de la madre, el año de entrevista ENDES, o el distrito de residencia no se pueden incluir en el modelo por ser comunes entre hermanos.

A. Indicadores de salud neo-natal

Dobles Diferencias - Intención de Tratamiento

La Tabla 3 presenta los resultados de la estimación de doble diferencia para estimar el efecto de intención de tratamiento. Esta estimación utiliza la elegibilidad del hogar para estimar los efectos del Programa en la población que cumple con el perfil de características que debe tener un hogar beneficiario. La Tabla muestra los coeficientes estimados para la interacción entre las variables de elegibilidad y exposición al Programa para cada uno de los indicadores de salud neo-natal, presentados en las filas, y para las cinco especificaciones mencionadas anteriormente, presentadas en las columnas. Cada coeficiente se obtiene de una regresión independiente. Estas estimaciones se realizan con los datos de la ENDES de 2004 en adelante, hasta 2013 inclusive.

Se debe tener en cuenta, sin embargo, que la determinación de la elegibilidad de hogar solo se puede determinar con información concurrente con el momento en el que se recogen los datos de la encuesta. Esta es una limitación por la naturaleza de corte transversal de los datos en la ENDES. El análisis de sensibilidad que se presenta más adelante restringe el periodo de análisis entre la posible fecha de concepción y la fecha de la encuesta de manera que se pueda presumir que las características que determinan la elegibilidad del hogar no hayan variado de manera sustancial.

Los resultados obtenidos para el indicador de bajo peso al nacer sugieren que no hay un efecto del Programa en la prevalencia de bajo peso al nacer. Ninguno de los coeficientes estimados para la interacción entre la elegibilidad y la exposición al Programa es estadísticamente significativo y, contrario a lo esperado, tienen signo positivo, salvo en la especificación base, aunque son de magnitud muy pequeña.

Tampoco se encuentran efectos del Programa en el peso al nacer promedio. Para el indicador de peso al nacer en gramos se encuentran coeficientes con signo positivo en todas las especificaciones, pero en ningún caso resultan estadísticamente significativos. La magnitud de los coeficientes estimados es muy pequeña y se reduce a medida que se incluyen controles adicionales en la regresión. Para la variable de peso al nacer en gramos expresada en logaritmos tampoco se encuentran estimados estadísticamente significativos. Los coeficientes obtenidos en las regresiones tienen signo positivo en las tres primeras especificaciones, pero se vuelven negativos cuando se incluyen las características del bebé y los efectos fijos por distrito.

Tampoco se encuentran efectos del Programa para el indicador de tamaño pequeño al nacer construido según el reporte de la madre. Para este indicador ninguno de los coeficientes estimados resulta estadísticamente significativo y todos tienen signo positivo, contrario a lo esperado.

Dobles Diferencias - Tratamiento en los Tratados

La Tabla 4 presenta los resultados de la estimación de doble diferencia para estimar el efecto de tratamiento en los tratados. Esta estimación utiliza la participación efectiva del hogar en JUNTOS y no la elegibilidad como en la estrategia anterior. La pregunta sobre participación del hogar en el Programa se incluyó en las ENDES a partir del año 2008, por lo que todas las estimaciones que consideran la participación en el Programa se realizan con los datos de la ENDES de 2008 en adelante, hasta 2013 inclusive. De manera análoga a la estrategia anterior, en la Tabla 4 se muestran los coeficientes estimados para la interacción entre las variables de participación y exposición al Programa para cada uno de los indicadores de salud neo-natal y las cinco especificaciones. Cada coeficiente se obtiene de una regresión independiente.

Una limitación que presentan los datos de ENDES para implementar esta estrategia es que si bien se puede determinar si el hogar participa en el Programa al momento de la encuesta, no es posible determinar desde cuando se es beneficiario de JUNTOS. Esto complica el análisis pues no es posible determinar con precisión la participación del hogar en el Programa durante el proceso gestacional. Más adelante se presenta un análisis de sensibilidad para atender este problema.

Para el indicador de bajo peso al nacer los coeficientes estimados para la interacción entre la participación y la exposición al Programa tienen signo negativo pero ninguno es significativo en sentido estadístico. Así, no es posible argumentar que el Programa tiene efectos en la prevalencia de bajo peso al nacer. En el caso del indicador de peso al nacer en gramos o en gramos en logaritmos tampoco se encuentran coeficientes estadísticamente significativos. Para el peso al nacer en gramos se encuentran coeficientes con signo positivo en la especificación base y en las especificaciones que

agregan controles de efectos fijos por año, características de la madre y características de los bebés, pero son todos de pequeña magnitud. El coeficiente se vuelve negativo cuando se incluyen efectos fijos por distrito en la estimación. Algo similar ocurre con la misma variable expresada en logaritmos. Se encuentran coeficientes con signo positivo para la especificación base y aquellas que incluyen efectos fijos por año y características de la madre, mientras que al incluir características del bebé y efectos fijos por distrito se obtienen coeficientes con signo negativo.

Por su parte, para el indicador de tamaño pequeño al nacer según el reporte de la madre, tampoco se encuentran estimados estadísticamente significativos, aunque todos los coeficientes estimados tienen signo positivo contrario a lo esperado.

Efectos fijos por madre

La estrategia de efectos fijos por madre permite limpiar factores específicos no observados de la madre y que pueden estar correlacionados con la participación en el Programa. La omisión de estos factores genera sesgos en la estimación del efecto causal de JUNTOS. Para implementar esta estrategia de identificación es necesario restringir la muestra a los casos de hermanos de madre y en los que al menos uno de ellos haya nacido antes de incorporación del distrito de residencia al Programa JUNTOS y al menos uno haya nacido después.

En la Tabla 5 se presentan los resultados de la estimación de efectos fijos por madre para los indicadores de salud neo-natal. Nótese que el tamaño de muestra se reduce a 1,897 casos para los indicadores basados en el peso al nacer, y a 2,458 casos para el indicador de reporte del tamaño pequeño al nacer. Esta reducción en la muestra de trabajo puede comprometer la precisión de la estimación.

No se encuentran efectos de JUNTOS en ninguno de los indicadores de salud neo-natal utilizando la estrategia de efectos fijos por madre. Si bien los coeficientes estimados tienen el signo esperado, salvo para el indicador de bajo peso al nacer en la especificación base, ninguno resultó estadísticamente significativo. En el caso particular del indicador de tamaño pequeño al nacer construido con el reporte de la madre se encuentran coeficientes con signo negativo, a diferencia de lo encontrado con las estrategias de identificación de dobles diferencias. Sin embargo, es necesario insistir en que ninguno de los resultados es estadísticamente significativo de modo que no es posible argumentar que JUNTOS contribuya a reducir la prevalencia de casos con tamaño pequeño al nacer.

Variables instrumentales

La estrategia de variables instrumentales permite estimar el impacto del JUNTOS en presencia de factores no observados que afectan la participación en el Programa. La interacción entre elegibilidad y exposición al Programa sirve como variable instrumental para la participación del hogar en el Programa. Dado que en la estimación se utiliza la participación en el Programa, los datos utilizados en la implementación de la estrategia de variables instrumentales provienen de las ENDES de 2008 en adelante.

Es necesario indicar que las limitaciones de los datos señaladas anteriormente con relación a la determinación del momento de afiliación del hogar a JUNTOS, la reconstrucción de la condición de afiliación con características del hogar al momento de la encuesta, y la dificultad de determinar de manera precisa la fecha de concepción, afectan también la implementación de la estrategia de variables instrumentales. El análisis de sensibilidad que se reporta luego aborda estas limitaciones.

La primera etapa en la estimación de variables instrumentales es una regresión del indicador de participación del hogar en JUNTOS en las variables de elegibilidad, exposición al Programa y la interacción entre ambas variables (el instrumento), en adición a cualquier otra variable que se incluya como cofactor en el modelo. La Tabla B.1 en el Anexo B muestra los resultados de la estimación de la regresión de primera etapa. En todos los casos se encuentra una mayor propensión a participar en el Programa JUNTOS para aquellos elegibles y a la vez expuestos (la interacción de ambas variables). Esta propensión fluctúa entre 7 y 11 puntos porcentuales según la especificación utilizada.

La tabla muestra también la prueba F para el coeficiente de la interacción entre la exposición y la elegibilidad y que sirve de instrumento. Para la muestra completa, esta prueba tiene una magnitud que permite rechazar la hipótesis de instrumento débil en todas las especificaciones utilizando el valor crítico de Stock y Yogo para un sesgo máximo de 10% con respecto a la estimación de mínimos cuadrados. Al utilizar el valor crítico para un sesgo máximo de 5% es posible rechazar la hipótesis de instrumento débil en las especificaciones más completas y que incluyen las características de la madre, las características de las niñas y niños y los efectos fijos por distrito (columnas 3 a 5). Cuando se restringe la muestra a los casos con dato de peso al nacer es posible rechazar la hipótesis de instrumento débil en todas las especificaciones consideradas, tanto para un sesgo máximo de 10% como de 5% con respecto a la estimación de mínimos cuadrados, ya que la prueba F en todos los casos es superior a 21.3 y que corresponde al valor crítico de Stock y Yogo para un sesgo de 5%, el más restrictivo.

La Tabla 6 presenta los resultados de la estimación de efectos en los indicadores de salud neonatal, la segunda etapa de la estimación de variables instrumentales. No es posible identificar un

efecto del Programa en la prevalencia de bajo peso al nacer, en el peso al nacer, ni en la prevalencia de tamaño pequeño al nacer. Ninguno de los coeficientes estimados es estadísticamente significativo, y en general presentan el signo contrario al esperado.

Análisis con correcciones por falta de información en peso al nacer

Una proporción cercana a 20% de la muestra no cuenta con reporte de peso al nacer en los datos, lo que genera, a su vez, que tampoco se pueda construir el indicador de bajo peso al nacer para estos casos. Esto genera problemas de consistencia en la estimación de los efectos causales de JUNTOS en dichos indicadores si es que las muestras con y sin información difieren de manera sistemática o si existiera correlación entre la propensión a reportar la información y la participación en el Programa.

Para atender este problema se han implementado dos metodologías de corrección por falta de información en la variable de peso al nacer. La primera, denominada ponderación por el inverso de la probabilidad (*inverse probability weight*), consiste en ponderar los casos con información y que se utilizan en la estimación de modo que la distribución de esta sub-muestra se ajuste a la distribución completa. Los ponderadores se construyen a partir de una regresión Logit para la probabilidad de reportar en función de un conjunto de covariables potencialmente relacionadas. De esta estimación se obtiene la probabilidad de reportar, y con este puntaje se construyen los pesos de cada observación en la sub-muestra con reporte que permite realizar el rebalanceo de la muestra. Los detalles de ambas metodologías de corrección se presentan en el Anexo D.

La segunda metodología de corrección es completar los datos para los casos sin información. Para ello se construyen quintiles de peso al nacer para cada una de las categorías de tamaño al nacer según el reporte de la madre. Luego, para los casos sin reporte se imputa el peso al nacer utilizando el mínimo del quintil en cada categoría. Alternativamente se imputa un valor de peso al nacer tomado al azar de entre los casos con reporte en el quintil y categoría correspondiente.

Todas las regresiones de dobles diferencias, efectos fijos por madre y variables instrumentales se volvieron a estimar con cada una de estas correcciones de datos para los indicadores de peso al nacer y bajo peso al nacer. Los resultados de las estimaciones con los datos corregidos se presentan en las Tablas E1 a E7 del Anexo E.

En general, los resultados obtenidos con los datos corregidos son cualitativamente similares a los que se han obtenido previamente con los datos originales. Así, no es posible concluir que exista un efecto de JUNTOS en los indicadores de bajo peso al nacer ni en el de peso al nacer.

Efectos diferenciados según exposición

Es posible que el tiempo de exposición al Programa tenga efectos diferenciados en los indicadores de salud neo-natal. En particular, es de esperar que cuanto mayor sea el tiempo de exposición al Programa, mayor sea el efecto en los indicadores de salud neo-natal. Para explorar esta posibilidad se han definido cuatro variables relacionadas al momento en el que se inicia la exposición: antes de la concepción, durante el primer trimestre de gestación, durante el segundo trimestre de gestación, y durante el tercer trimestre de gestación. Para construir estas variables se ha considerado un periodo de gestación de 40 semanas dado que la información de la ENDES no indaga por la fecha de concepción o por la duración de la gestación. Sin embargo, en un análisis de sensibilidad se han considerado también periodos más cortos de gestación de 36 y 32 semanas.

Los resultados para los modelos de dobles diferencias y la especificación más comprensiva, que incluye todas las covariables en la estimación, se reportan en la Tabla 7. El momento en el que empieza la exposición se muestra en las filas, mientras que los indicadores de salud neo-natal se muestran en las columnas. Para cada indicador de salud neo-natal las columnas impares muestran los resultados para la estimación de intención de tratamiento, utilizando la elegibilidad y la exposición al Programa con datos del 2004 al 2013, mientras que las columnas pares muestran los resultados para la estimación de tratamiento en los tratados, utilizando la participación y la exposición al Programa con datos del 2008 al 2013.

Los resultados sugieren que no existen efectos diferenciados de la exposición a JUNTOS en ninguno de los indicadores de salud neo-natal. Ninguno de los coeficientes estimados resultó estadísticamente significativo, ni en el modelo de intención de tratamiento ni en el de tratamiento en los tratados. Tampoco se encuentra evidencia de efectos diferenciados de JUNTOS según el momento de exposición al Programa utilizando datos corregidos por no respuesta para los indicadores de peso al nacer. La exploración de efectos diferenciados según el momento de la exposición se replicó con los datos corregidos, bien completando los casos sin reporte o ponderado los casos con reporte. Los resultados se reportan en las Tablas E8, E9 y E10 del Anexo E.

B. Cuidado de la salud en el periodo pre-natal

Dobles Diferencias - Intención de Tratamiento

La Tabla 8 presenta los resultados de la estimación por dobles diferencias para el efecto de intención de tratamiento en los indicadores de cuidado pre-natal utilizando la elegibilidad y la exposición al Programa. Las estimaciones se realizan con los datos de las ENDES de 2004 a 2013.

Se encuentran efectos del Programa en la dirección esperada para los indicadores de asistencia a controles pre-natales, asistencia a control pre-natal durante el primer trimestre de embarazo, y en el número de controles pre-natales. Los coeficientes estimados resultan estadísticamente significativos en casi todas las especificaciones que se han considerado. Así, en la especificación más comprensiva se encuentra que JUNTOS incrementa la probabilidad de asistir a controles pre-natales en 3 puntos porcentuales, incrementa la probabilidad de asistir a controles pre-natales durante el primer trimestre de gestación en 5 puntos porcentuales, e incrementa el número de controles pre-natales en 0.25 controles. De otro lado, no se encuentran efectos en los indicadores de parto institucional o parto asistido por personal médico en ninguna de las especificaciones del modelo de dobles diferencias.

Dobles Diferencias - Tratamiento en los Tratados

La Tabla 9 presenta los resultados de doble diferencia para el efecto de tratamiento en los tratados utilizando la participación y la exposición al Programa. Estas estimaciones se realizan con los datos de la ENDES de 2008 a 2013 únicamente ya que en las encuestas de años previos no se incluyó la pregunta de participación en JUNTOS.

En contraposición a lo que se encuentra con la estimación de doble diferencia de la intención de tratamiento, con la estimación de dobles diferencias de tratamiento en los tratados no se encuentran efectos del Programa JUNTOS en los indicadores de controles pre-natales pero sí en los indicadores de parto institucional y parto asistido por personal médico.

Los coeficientes estimados para la interacción entre la participación y la elegibilidad a JUNTOS son estadísticamente significativos en las especificaciones más comprensivas, columnas 3 a 5. Así, para los modelos que consideran el conjunto completo de covariables en la estimación se encuentra que JUNTOS incrementa en 12 puntos porcentuales la probabilidad de haber tenido un parto institucional, en 13 puntos porcentuales la probabilidad de haber tenido el parto en establecimientos MINSA o de EsSalud, y en 10 puntos porcentuales la probabilidad de que el parto fuera asistido por personal médico.

Efectos Fijos por Madre

La estimación de efectos fijos por madre solo se puede aplicar a los indicadores de parto institucional y parto asistido por personal médico que se preguntan en la ENDES para todos los nacidos vivos en los últimos cinco años. En el caso de los controles pre-natales las preguntas relacionadas a estos indicadores solo se preguntan para el último nacido vivo en la ENDES, lo que no permite tener información para los hermanos mayores. Al igual que para la estimación de dobles diferencias del tratamiento en los tratados que utiliza la participación en JUNTOS, la estimación de efectos fijos por madre se realiza con datos de la ENDES de 2008 a 2013 únicamente.

La Tabla 10 presenta los resultados de la estimación. Estos resultados sugieren efectos de JUNTOS en los indicadores de parto institucional y parto asistido por personal médico en la dirección esperada, pero solo resultan estadísticamente significativos en la especificación base cuando no se incluyen las características del bebé. Los efectos estimados en la especificación base sugieren que JUNTOS incrementa la probabilidad de parto institucional en 15 puntos porcentuales, la probabilidad de parto en un establecimiento MINSA o de EsSalud en 15 puntos porcentuales, y la probabilidad de parto asistido por personal médico en 8 puntos porcentuales.

Si bien la estrategia de identificación basada en efectos fijos por madre es más robusta ante la presencia de factores no observables específicos a la madre y que afectan la participación en el Programa, una limitación es que reduce la muestra de trabajo de manera notable y ello reduce la precisión de la estimación.

Variables instrumentales

La Tabla 11 presenta los resultados de la estimación por variables instrumentales. Debido a que en la estimación se utiliza la participación en el Programa, estas estimaciones se realizan con los datos de la ENDES de 2008 a 2013 únicamente, ya que para los años previos la encuesta no consideró la pregunta de participación en JUNTOS.

Los resultados sugieren que JUNTOS tiene impacto en la dirección esperada para el indicador de asistencia a controles pre-natales, y de manera menos robusta en el indicador de número de controles pre-natales. Para la asistencia a controles pre-natales se encuentra que JUNTOS incrementa la probabilidad en 25 puntos porcentuales según la especificación más comprensiva del modelo que incluye los efectos fijos por distrito. Las estimaciones de las demás especificaciones muestran coeficientes de una magnitud mayor y que varían entre 44 y 49 puntos porcentuales.

Para el número de controles pre-natales solo se encuentran resultados significativos en sentido estadístico en las especificaciones que incluyen las características de la madre y del bebé pero no los efectos fijos por distrito. Estas especificaciones sugieren impactos de cerca de 4 controles pre-natales adicionales para los beneficiarios de JUNTOS.

No se encuentran efectos del Programa para el indicador de asistencia a controles pre-natales durante el primer trimestre de gestación ni para los indicadores de parto institucional ni de parto asistido por personal médico. Aunque los coeficientes estimados tienen signo positivo, como se espera, ninguno resultó estadísticamente significativo.

6.3. Análisis de sensibilidad

En las Tablas 12, 13 y 14 se verifica qué tan sensibles son los resultados de la exposición a JUNTOS en la salud neo-natal ante diferentes especificaciones y cambios en la muestra. La Tabla 12 muestra los resultados a partir de los modelos de dobles diferencias (IdT y TeT) cuando se varía el tiempo de exposición a JUNTOS teniendo en consideración las diferencias en el periodo gestacional (columnas 1 a 4), la distancia temporal entre la fecha de nacimiento y la fecha de entrevista (columnas 5 a 8) y cuando se incorpora el ámbito urbano en la muestra (columnas 9 a 12). Las columnas de numeración impar en la Tabla 12 muestran los resultados a partir del modelo DD-IdT, mientras que las columnas de numeración par muestran los resultados del modelo DD-TeT.

Una de las limitaciones es que, debido a que no se observa la fecha de concepción, no es posible saber cuántos meses el niño estuvo expuesto a JUNTOS durante el periodo gestacional. El problema de no observar la fecha de concepción (o la duración del embarazo) es que el periodo gestacional se encuentra positivamente correlacionado con el tiempo de exposición al Programa y también con el crecimiento intra-uterino. Por tal motivo, aquellos niños con periodo gestacional regular no solo tienen mayor peso al nacer, sino que debido a que han estado potencialmente más expuestos a JUNTOS, es posible observar una mejor salud al momento del nacimiento.

A modo de descartar que los resultados recojan efectos asociados a la duración del embarazo, se hace variar el número de meses de exposición al Programa a partir de la siguiente lógica. Para las columnas 1 y 2 se construye un indicador de exposición que tome el valor de 1 si es que el Programa llegó al menos 6 meses antes de la fecha de nacimiento del niño y 0 en caso contrario. Bajo esta definición de exposición, los niños con nacimiento prematuro - específicamente sietemesinos - han estado expuestos durante todo el periodo gestacional a JUNTOS, mientras que para los niños con periodo gestacional regular, la exposición al Programa fue, a lo mucho, desde la semana 14 de embarazo. En las columnas 3 y 4 la se amplía la ventana de exposición al Programa. En particular, la

variable de exposición toma el valor de 1 si es que JUNTOS llegó al distrito al menos 9 meses antes de la fecha de nacimiento del niño. Esto implica que tanto los niños prematuros como aquellos con periodo gestacional regular han estado expuestos al Programa durante todo el embarazo.

Los resultados a partir de ambos modelos de dobles diferencias y bajo las dos definiciones de exposición sugieren que no existen efectos de JUNTOS en la salud neo-natal. En las columnas 1 y 2 Tablas 13 y 14 se repite el mismo análisis bajo las metodologías de VI y EFM, respectivamente. De manera similar, no se encuentran efectos estadísticamente significativos de una mayor exposición a JUNTOS en indicadores de salud neo-natal para ninguno de los dos métodos de estimación.

Otra limitación de los datos es que estos son observados al momento de la encuesta y no durante la gestación. Esto hace que el índice de focalización de hogares se calcule con información observada después del nacimiento del niño, introduciendo potenciales problemas de error de medición en las regresiones. A modo de controlar por la temporalidad de los datos, en las columnas 5 y 6 de la Tabla 12 se presentan los resultados de los modelos de dobles diferencias cuando el nacimiento del niño se ha dado a lo sumo 12 meses antes de la fecha de entrevista. Esta misma restricción es aplicada para el modelo de VI y cuyos resultados son mostrados en la columna 5 de la Tabla 13¹⁹. La idea general es que, mientras más cercano sea la fecha de nacimiento a la fecha de encuesta, los datos de condición del hogar y características de la madre se asimilan más a aquellos datos que debieron observarse durante la gestación.

De manera general, los resultados no muestran variación alguna al aplicar dicha restricción para ninguno de los modelos. Únicamente se observa un incremento en el bajo peso al nacer para el modelo de DD-TeT, el cual no es consistente con los resultados de los demás modelos. En las columnas 7 y 8 de la Tabla 12 y columna 4 de la Tabla 13 se amplía la distancia entre la fecha de nacimiento y la fecha de entrevista a 24 meses como máximo. Los resultados no muestran variación alguna al efectuar dicho cambio en la muestra.

De otro lado, en las columnas 9 y 10 de la Tabla 12, columna 5 de la Tabla 13 y columna 3 de la Tabla 14 se efectúan las regresiones únicamente para niños que, a partir del criterio geo-referencial de la ENDES, residen en zonas urbanas del país. En las columnas 11 y 12 de la Tabla 12, columna 6 de la Tabla 13 y columna 4 de la Tabla 14 se realizan estimaciones donde se incluyen a niños tanto de zonas urbanas como también de zonas rurales del país. En general, los resultados se mantienen invariantes ante los cambios en la composición de la muestra de acuerdo al ámbito geográfico de residencia.

¹⁹ Este análisis no pudo realizarse para el modelo de EFM debido al escaso número de observaciones con las que se cuenta en la muestra.

Finalmente, en las columnas 5 y 6 de la Tabla 14 se restringe la muestra utilizada para las estimaciones del modelo de EFM de acuerdo a la fecha de nacimiento del hermano menor. En concreto, a modo de evitar asignaciones incorrectas al tratamiento por diferencias entre la fecha de llegada de JUNTOS al distrito y la fecha en que el hogar se afilió al Programa, se restringe la muestra a incluir únicamente a parejas de hermanos para los cuales el hermano menor ha nacido al menos 6 meses (columna 5) ó 12 meses (columna 6) después de la fecha de llegada de JUNTOS al distrito y a lo mucho 6 meses antes de la fecha de entrevista. Esta restricción hace que la ventana temporal entre la llegada de JUNTOS y la potencial fecha de afiliación del hogar al Programa (no observada en los datos) sea lo suficientemente amplia para que todos los hogares dentro del distrito se encuentren afiliados a JUNTOS. Asimismo, la restricción respecto a la distancia temporal entre la fecha de nacimiento y la fecha de entrevista hace que sea más probable que el hogar haya estado afiliado a JUNTOS durante la gestación del niño²⁰. Los resultados no varían al aplicar dichas restricciones.

En general, las pruebas de sensibilidad de los resultados muestran que no existe efecto de JUNTOS en la salud neo-natal y que, además, los resultados no son sensibles ante diferentes especificaciones y cambios en la muestra. Esto incrementa la credibilidad de los resultados obtenidos a partir de los cuatro modelos de estimación descritos.

6.4. Efectos heterogéneos

Con el objetivo de identificar impactos diferenciados de JUNTOS en la salud neo-natal y cuidado pre-natal de acuerdo a las características de la madre, se realizan regresiones diferenciando de acuerdo a (1) etnicidad (lengua materna de la madre es Español o alguna lengua extranjera), (2) educación (secundaria completa o más) y (3) edad al momento en que dio a luz al niño (30 años o más).

Para los modelos de VI y EFM se corren regresiones distintas restringiendo la muestra de acuerdo a los diferentes valores de cada indicador (6 regresiones en total para cada uno de los indicadores de salud neo-natal y cuidado pre-natal). En el caso de las especificaciones de dobles diferencias, se calcula el indicador de la triple interacción entre el indicador de elegibilidad (o participación en el Programa), el indicador de exposición al Programa y los indicadores que clasifican a las madres de acuerdo a sus características, a modo de estimar regresiones de triples diferencias²¹. En todas las

²⁰ Esto debido a que para las regresiones de EFM se utilizan únicamente a parejas de hermanos nacidos de madres que reportan ser beneficiarias de JUNTOS en la fecha de entrevista. Por este motivo, mientras más cercano sea el nacimiento a la fecha de entrevista, es más probable que el hogar haya estado afiliado a JUNTOS durante los meses anteriores al nacimiento.

²¹ Las especificaciones básicas de triples diferencias incluyen como variables explicativas: (1) la triple interacción entre la participación (elegible/beneficiario), la exposición al Programa y el indicador de heterogeneidad (etnicidad, educación o edad), (2) las interacciones de segundo orden (elegible/beneficiario X expuesto;

regresiones se controla por características de la madre (diferentes al indicador de heterogeneidad), características del niño (indicador de sexo, indicadores de orden de nacimiento e indicadores de año de nacimiento) e indicadores de año de la encuesta. Por cuestiones de extensión del documento, los resultados obtenidos no son mostrados pero pueden ser facilitados a pedido del lector.

Los resultados en salud neo-natal son bastante similares al separar la muestra de acuerdo a las características de la madre en las especificaciones de VI y EFM. Tampoco se encuentran resultados estadísticamente significativos al analizar los coeficientes asociados a la triple interacción entre la exposición al programa, la elegibilidad o participación en JUNTOS y el indicador de heterogeneidad para modelos de triples diferencias (IdT y TeT).

No obstante, al examinar los resultados en cuidado pre-natal, los resultados obtenidos a partir de los modelos de triples diferencias (IdT) y VI señalan que los resultados positivos encontrados para la asistencia a controles pre-natales sólo se observan para el grupo de madres cuya lengua materna es Español o alguna lengua extranjera. En particular, se encuentra que JUNTOS aumentó la probabilidad de que las madres cuya lengua materna es Español o alguna lengua extranjera asista a controles pre-natales en alrededor de 29 puntos porcentuales en comparación con sus contrapartes no expuestas al Programa. No se encuentran resultados distintos para ninguna de las otras características de la madre ni tampoco para ninguno de los indicadores de cuidado pre-natal restantes.

6.5. Resultados adicionales: cumplimiento del protocolo de atención pre-natal del MINSA

Los resultados encontrados sugieren que JUNTOS no ha tenido efecto sobre la salud neo-natal. No obstante, sí existe cierta evidencia de resultados positivos del Programa en indicadores de cuidado pre-natal como la asistencia a controles pre-natales, parto institucional y parto atendido por personal médico. Ello implica que, a pesar de haber generado efectos positivos en los insumos requeridos para la mejora de la salud neo-natal, estos insumos no estarían mejorando la condición de salud del recién nacido, H_0 .

Existen al menos dos posibilidades que podrían explicar estos resultados. La primera de ellas tiene que ver con la calidad del servicio de salud que reciben las madres gestantes cuando asisten a los controles pre-natales. Si la calidad del servicio de salud es baja, éste no generaría los insumos necesarios en la función de producción del *stock* de salud inicial tal que permita observar una mejora considerable en la salud neo-natal. Más aún, el estrés y desgaste físico asociados a asistir a los

elegible/beneficiario X indicador de heterogeneidad; expuesto X indicador de heterogeneidad) y (3) los indicadores de primer orden (elegible/beneficiario; expuesto; indicador de heterogeneidad).

controles pre-natales (distancia y tiempo que la madre invierte asistiendo al centro de salud, tiempo de espera en el centro de salud, etc.) pueden generar efectos adversos en la salud del feto.

La segunda posibilidad tiene que ver con la relación existente entre los insumos en la función de producción de la salud. A modo de ejemplificar, si es que el cuidado pre-natal es sustituto de la condición de salud de la madre durante la gestación, entonces la asistencia a los controles pre-natales puede generar efectos positivos en la salud neo-natal. No obstante, si ambos insumos son complementarios, entonces es necesario que ambos, el cuidado pre-natal como la condición de salud de la madre, mejoren a modo de observar resultados positivos en la salud neo-natal. Dicho de otro modo, es posible que, a pesar de observar un incremento en la demanda por servicios de salud durante la etapa pre-natal, la salud de la madre no haya mejorado, lo cual explicaría la ausencia de efectos positivos de JUNTOS en la salud neo-natal.

La estructura de los datos de la ENDES permite explorar indicios acerca de la calidad del servicio de salud para los controles pre-natales. En particular, a partir del protocolo de atención pre-natal del MINSA, se explora si es que se siguieron los procedimientos regulares de atención durante el control pre-natal con los indicadores recogidos por la ENDES. Los resultados para los modelos de dobles diferencias (IdT y TeT) y variables instrumentales son mostrados en las Tablas 15 y 16, respectivamente. Las columnas impares en la Tabla 15 muestran los resultados a partir del modelo de DD-IdT, mientras que las columnas con pares muestran los resultados a partir del modelo de DD-TeT.

Los resultados sugieren que aquellas madres que durante el periodo gestacional fueron expuestas a JUNTOS no experimentaron mejoras considerables en cuanto al seguimiento del protocolo MINSA de atención pre-natal durante los controles médicos que fueron realizados en comparación con sus contrapartes no expuestas al Programa. Los resultados a partir del modelo DD-IdT sugieren que hubo una mejora en cuanto a la aplicación de la vacuna antitetánica. Sin embargo, los coeficientes estimados a partir de los modelos de DD-TeT y VI no son estadísticamente significativos para este indicador. Un resultado interesante es que no existen mejoras en cuanto a si la madre fue pesada o no durante el control pre-natal, lo cual podría implicar que los centros de salud no llevan un adecuado control de la ganancia de peso de la madre durante la gestación.

Esto implica que, a pesar de que las madres gestantes acuden a los controles pre-natales, no se estarían prestando los servicios de salud correspondientes al protocolo MINSA de atención pre-natal en los centros de salud. Este resultado podría explicar parcialmente la ausencia de efectos positivos de JUNTOS en la salud neo-natal. De otro lado, a pesar de que la ENDES cuenta con información de la condición de salud de las madres que al momento de la entrevista se encontraban gestando, el tamaño de la muestra es muy reducido como para realizar estimaciones robustas del efecto de JUNTOS en la salud de las madres gestantes. La evidencia en cuanto a la existencia de efectos

positivos del Programa en la ganancia de peso de la madre, Índice de Masa Corporal, estado de anemia y comportamientos de riesgo durante el embarazo (fumar cigarrillos o tomar bebidas alcohólicas), no obstante, permitirían tener un mayor conocimiento de qué factores podrían explicar la ausencia de efectos de JUNTOS en el peso al nacer de los niños.

7. Conclusiones

La investigación analiza el efecto que el Programa JUNTOS tiene en la salud neo-natal y el cuidado pre-natal y explora también el cumplimiento del protocolo de cuidado pre-natal establecido por el MINSA. El reto de identificar los efectos causales de JUNTOS consiste en evitar posibles sesgos de selección y auto-selección en la estimación.

Se implementaron tres estrategias de identificación que atienden diversos problemas específicos y que bajo ciertos supuestos permiten estimar el impacto del Programa. En particular se han realizado estimaciones utilizando estrategias de dobles diferencias, efectos fijos por madre y variables instrumentales. En términos generales no se encuentran efectos de Programa JUNTOS en los indicadores de salud neo-natal. Ninguna de las estrategias de identificación que se han utilizado permite concluir que el Programa contribuye a incrementar el peso al nacer o a reducir la prevalencia del bajo peso al nacer. Sin embargo, se encuentra evidencia de impactos del Programa en la dirección esperada en los indicadores de cuidados de salud pre-natal, aunque los resultados varían entre las diferentes estrategias de identificación y son distintos de acuerdo a las características de la madre (siendo las madres cuya lengua materna es Español o alguna lengua extranjera aquellas que reportan mayores impactos).

Si bien la falta de efectos de JUNTOS en la salud neo-natal es un resultado no esperado, al analizar algunos indicadores relacionados al protocolo MINSA de atención pre-natal se encuentra que las gestantes expuestas a JUNTOS no muestran una mejor situación que las gestantes no expuestas. Así, aunque existan indicios de mejoras en cuanto a la asistencia a controles pre-natales, si el protocolo de atención no se cumple es posible que el incremento en los insumos de cuidado pre-natal no se traduzca en un mejor resultado de salud neo-natal.

De otro lado, una posible explicación para estos resultados encontrados es que la salud de la gestante y otros cuidados pre-natales son insumos complementarios para generar salud neo-natal y que aunque la demanda por cuidados pre-natales aumenta, la salud de la madre no haya mejorado. Los datos disponibles no permiten realizar un análisis robusto del estado de salud de las gestantes, aunque los resultados de regresiones exploratorias sugieren que no habría diferencias entre gestantes

de JUNTOS y otras gestantes en indicadores de salud tales como peso, Índice de Masa Corporal o niveles de hemoglobina.

No se descarta, sin embargo, que las limitaciones de los datos impidan establecer efectos del Programa aún cuando estos existiesen. Luego de explorar y utilizar la información disponible en la ENDES para aproximar indicadores de salud neo-natal y de cuidado pre-natal se puede concluir que existen varias limitaciones en los datos que se traducen, a su vez, en limitaciones en las estimaciones y en la posibilidad de generar evidencia concluyente.

Una primera limitación consiste en la falta de reporte de peso al nacer para buena parte de la muestra de nacidos vivos. En particular, cuando la información de la encuesta se restringe a la muestra de hogares de zonas rurales en distritos que han sido incorporados a JUNTOS se encuentra que 20% de la muestra de nacidos vivos carece de información sobre peso al nacer, aún después de considerar la información registrada en la tarjeta de nacimiento, en la tarjeta de control de vacunación y crecimiento, o el reporte de la madre. En el análisis se han implementado dos métodos de corrección para atender este problema de no respuesta, y las estimaciones utilizando los datos corregidos ofrecen resultados similares a los que se obtienen en los datos originales.

Una segunda limitación de los datos de ENDES es que no consideran información sobre la fecha de concepción ni sobre la duración del embarazo para los niños y niñas nacidos vivos (a partir del cuestionario de la ENDES solo es posible determinar la duración del embarazo para las mujeres embarazadas al momento de la encuesta). Esto impide determinar con precisión la exposición del proceso gestacional al Programa JUNTOS.

También existen limitaciones para determinar la elegibilidad del hogar en el tiempo. Si bien las características del hogar y de los miembros del hogar que se utilizan para construir el puntaje de focalización y la variable de elegibilidad disponibles en la ENDES son casi las mismas que las utilizadas por el sistema de focalización del Programa, estas características se observan en el momento en que se realiza la encuesta y no en el momento de la concepción de cada uno de los niños y niñas nacidos vivos.

De manera similar, la información sobre participación efectiva en el Programa solo está disponible en los datos a partir del año 2008, cuando JUNTOS ya había incorporado a más de la mitad de los distritos elegibles. En adición, no es posible determinar el momento en el que el hogar empieza a participar en JUNTOS, de manera que tampoco es posible determinar si los diferentes procesos gestacionales ocurridos en el hogar estuvieron parcial o completamente expuestos al Programa.

Estudios previos que han evaluado impactos del Programa JUNTOS en indicadores tales como el nivel de consumo/gasto del hogar, la asistencia a la escuela, trabajo de adultos, trabajo infantil, la asistencia a controles de salud, o indicadores de nutrición infantil, no son afectados por varias de las

limitaciones al presente estudio debido a que sus indicadores de resultado son observados en el momento de la encuesta ENDES (nutrición) o ENAHO (otros indicadores). Sin embargo, otras limitaciones, como determinar la participación efectiva en el Programa o determinar el tiempo de exposición afectan a todas las evaluaciones basadas en estas encuestas de hogares.

En el caso particular de los indicadores de salud neo-natal o de cuidado pre-natal en cambio, es necesario determinar la elegibilidad, exposición y participación en el Programa en meses o años previos a la realización de la encuesta. Al mismo tiempo, los propios indicadores de salud neo-natal o de cuidado pre-natal no son concurrentes con el momento de la encuesta, la información de todos los indicadores analizados es retrospectiva dado que la encuesta ENDES es de tipo corte transversal y no longitudinal. Dado que la ENDES es un estudio general no se puede pretender que su diseño considere los elementos necesarios para realizar un análisis detallado de los impactos de JUNTOS en indicadores de salud neo-natal.

Para contribuir a mejorar lo que sabemos acerca de los impactos de JUNTOS en la salud neo-natal hoy, se requiere pensar en fuentes de información alternativas basadas en registros administrativos. En particular, los establecimientos de salud registran una cantidad enorme de información en las historias clínicas de los pacientes que atienden, parte de la cual se reporta al MINSA, que no se aprovechan en el análisis. Obviamente estas fuentes de información no están libres de problemas. Para empezar solo registran información de la población que asiste a los establecimientos de salud, lo que potencialmente constituye una sub-población auto seleccionada. Sin embargo, sólo cuando se sistematicen y analicen se podrá establecer las ventajas y desventajas de utilizarlas en estudios específicos.

De otro lado, la ausencia de impactos de JUNTOS en indicadores de salud neo-natal puede deberse a la ausencia de componentes como consejería acerca de prácticas saludables y del cuidado de la salud pre-natal. Evidencia reciente muestra que dichas complementariedades pueden generar efectos positivos en la salud neo-natal. Evidencia del programa *WIC* en Estados Unidos sugiere que el componente de consejería puede ser particularmente útil, especialmente para madres primerizas. Así, Currie y Rajani (2014) encuentran una fuerte reducción de un tercio de la prevalencia de bajo peso al nacer entre primogénitos de madres afiliadas a este programa en Nueva York.

Por último, existen indicadores alternativos de salud neo-natal y, en general, condición de la salud durante el periodo gestacional, que no han sido analizados en el estudio. En particular, información más precisa acerca del embarazo, características del parto e indicadores alternativos de la salud del bebé podrían ser examinados. Dentro de las características del embarazo, pueden explorarse los efectos de JUNTOS en indicadores como la duración de la gestación y, a partir de este dato, el crecimiento intra-uterino, que se define como el ratio del peso al nacer y la duración del embarazo (en

semanas). Las características del parto pueden incluir indicadores que midan la existencia de complicaciones como por ejemplo el trabajo prolongado, sangrado excesivo después del parto, fiebre con sangrado vaginal, convulsiones y otro tipo de complicaciones. La reducción en la incidencia de complicaciones durante el parto puede tomarse como evidencia adicional de una mejora en el cuidado de la salud pre-natal para madres gestantes beneficiarias de JUNTOS. Asimismo, indicadores como el índice de Kessner o Kotelchuck, construidos a partir del número de controles pre-natales dada la edad gestacional²², son referencias adicionales del cuidado de la salud de la gestante. Finalmente, otros indicadores que aproximen la condición de salud del recién nacido, como es el caso del puntaje APGAR²³, pueden ser también utilizados en futuros análisis de impactos de JUNTOS.

8. Implicancias y recomendaciones y plan de incidencia en políticas públicas

Esta sección resume los resultados del estudio y, a partir de ellos, discute las implicancias y brinda sugerencias de políticas públicas. Asimismo, se presenta el plan de incidencia en políticas públicas y los actores clave para quienes los resultados del presente estudio son de particular interés.

8.1. Implicancias y recomendaciones de política

A. Resultados principales: efectos de JUNTOS en la salud neo-natal y cuidado pre-natal

En general, los resultados encontrados sugieren que JUNTOS no ha contribuido a mejorar la salud neo-natal. No obstante, existe cierta evidencia de que el Programa sí ha tenido efectos positivos en el cuidado de la salud pre-natal. La ausencia de efectos positivos del Programa en indicadores de salud neo-natal, a pesar de sí observar ciertas mejoras en el cuidado pre-natal por parte de las madres gestantes, puede deberse a (1) limitaciones en los datos disponibles (tema que será discutido más adelante con mayor detalle), (2) la dificultad de que los PTM logren afectar el peso al nacer y (3) la posibilidad de que haya ocurrido una mejora en la salud neo-natal por igual tanto para beneficiarios como para no beneficiarios del Programa.

²² Los índices de Kessner y Kotelchuck clasifican el cuidado pre-natal de acuerdo a “adecuado” e “inadecuado” en base al número de controles pre-natales y el tiempo de gestación. Estos índices son construidos siguiendo las recomendaciones del *Colegio Americano de Obstetricia y Ginecología* y la OMS.

²³ El puntaje APGAR es un examen clínico que se realiza al recién nacido en base a cinco parámetros: tono muscular, esfuerzo respiratorio, frecuencia cardíaca, reflejos y color de piel. A cada parámetro se le asigna una valoración entre 0 y 2. Sumando las cinco puntuaciones se obtiene un máximo de 10 puntos, el cual sugiere un buen estado de salud del bebé. Por lo general, esta prueba se realiza en dos momentos: al minuto 1 y al minuto 5 después del nacimiento.

Uno de los debates actuales acerca del funcionamiento de los PTM es si es suficiente afectar las decisiones de los hogares a partir de cambios en la restricción presupuestal o si es que debe ponerse mayor atención en alterar la “función de producción” de los hogares (Currie 2003). En este sentido, los PTM proveen al hogar de un estipendio periódico y es el hogar quien define cómo es que se asigna el dinero entre el consumo de diferentes bienes. Dentro de estos bienes se incluyen los servicios de salud y los alimentos consumidos por los miembros del hogar. Estos bienes representan *insumos* en la función de producción de la salud. En particular, para ser formada, la salud neo-natal requiere de insumos tales como visitas médicas, ganancia de peso de la madre, prácticas saludables por parte de la madre durante la gestación, entre otras. No obstante, se desconoce cómo estos bienes interactúan para formar un adecuado estado de salud del feto.

En este sentido, es probable que los insumos necesarios para producir un mejor estado de salud fetal sean complementarios más que sustitutos. Dicho de otro modo, existe la posibilidad que para mejorar la salud neo-natal es necesario que tanto el cuidado pre-natal, reflejado en una mayor asistencia a controles pre-natales, se complemente con una mejora en la salud de las madres gestantes y el seguimiento de prácticas saludables y cuidado de la salud (como por ejemplo, la reducción de la intensidad laboral). Si no se observan ambas acciones, entonces la salud neo-natal no mejorará a pesar de que el Programa sí ha afectado el cuidado pre-natal. Por tal motivo, es necesario pensar en intervenciones complementarias que no solo afecten el bienestar de los hogares a través de su presupuesto, sino también mediante la función de producción de la salud.

Por otro lado, como ha sido mencionado en el documento, la calidad de los datos no permite ser conclusivo en cuanto a los efectos de JUNTOS en la salud neo-natal. Sin embargo, es posible brindar algunas recomendaciones bajo el supuesto de que no existen dichos efectos.

En primer lugar, la evidencia internacional sugiere que el componente de consejería puede ser particularmente útil, en especial para madres primerizas. Así, Currie y Rajani (2014) encuentran una fuerte reducción de un tercio en la prevalencia de bajo peso al nacer entre primogénitos de madres afiliadas a *WIC* (*Supplemental Nutritional Program for Women, Infants, and Children*) en el Estado de Nueva York. A partir de esta evidencia, es posible complementar la intervención de JUNTOS con componentes de consejería acerca de buenas prácticas y cuidado de la salud y alimentación durante la gestación, a modo de incrementar los canales a través de los cuales el Programa puede tener impacto en indicadores de salud neo-natal.

Segundo, es necesaria la coordinación entre JUNTOS y el MINSA para promover el cuidado de la salud pre- y neo-natal. Ello debido a que JUNTOS activa la demanda por salud a través de las responsabilidades propias del Programa, lo cual a su vez debe ser acompañada por la provisión de

servicios de salud de calidad a través del sistema de salud público, cuya gestión se encuentra adscrita al MINSA.

Tercero, es necesario proveer de información a mujeres en edad fértil sobre prácticas saludables y cuidados de la salud. Esto incluye proveer de información acerca de la importancia del cuidado del estado nutricional si se desea gestar, principalmente en cuanto a la ingesta de hierro e ingesta de ácido fólico. Asimismo, brindar información acerca de prácticas saludables como el detrimento del consumo de tabaco y alcohol o evitar largas jornadas de trabajo que inducen a estrés es también necesario.

La cuarta recomendación tiene que ver con la demanda por servicios de salud por parte de las gestantes. Al respecto, la evidencia empírica señala que el mayor impacto en indicadores de salud neo-natal fue logrado cuando las madres gestantes fueron informadas acerca de (1) la importancia de asistir a controles pre-natales, (2) lo que deben de saber acerca de los servicios de salud (qué exámenes, medicamentos y suplementos alimenticios deben recibir en las visitas pre-natales) y (3) cómo acceder a los servicios de salud durante la gestación (Barber y Gertler 2010). Por este motivo, informar a las madres gestantes acerca de los servicios asociados al cuidado de la salud pre-natal que se encuentran a su disposición en los centros de salud es imperativo para lograr el máximo impacto posible.

Por último, es importante verificar el cumplimiento de las co-responsabilidades y también el cumplimiento del protocolo de atención de salud para garantizar un servicio de calidad. Nuevamente, esta tarea requiere la cooperación entre JUNTOS y el MINSA, a modo de controlar tanto la asistencia de las madres gestantes a los controles pre-natales como también la adecuada provisión del servicio de salud por parte de los centros médicos.

En cuanto al cuidado pre-natal, en el estudio se encuentra alguna evidencia de efectos del Programa en indicadores de cuidado de la salud pre-natal, la mayoría de ellos asociados a las co-responsabilidades propias de JUNTOS. Como recomendación, es necesario insistir en el cumplimiento de dichas co-responsabilidades. Asimismo, es de importancia centrar la prioridad en marcadores clave, tales como controles médicos durante el primer trimestre de gestación, controles durante el tercer trimestre de gestación y el parto institucional. Es necesario tener en consideración que la población beneficiaria de JUNTOS se caracteriza por tener bajos niveles educativos, por lo cual, el conocimiento acerca del embarazo en mujeres en edad fértil es bastante limitado. Esto hace que muchas veces la detección del embarazo sea tardía (posterior al primer trimestre de gestación), lo cual limita los potenciales efectos que el Programa habría podido tener en el cuidado pre-natal - y a través de este canal, la salud pre-natal - de haberse detectado el embarazo a tiempo.

Finalmente, es necesario que tanto el MINSA como los usuarios de los servicios de salud verifiquen el cumplimiento de los protocolos de atención del cuidado pre-natal para garantizar un servicio de calidad. Esto incluye la provisión de suplementos de hierro, control de una adecuada ganancia de peso, ingesta de ácido fólico, provisión de vacuna antitetánica, entre otros servicios.

B. Calidad de la información

A partir de las limitaciones detectadas en los datos disponibles se pueden plantear algunas reflexiones sobre la necesidad de contar con más y mejor información para el análisis de políticas públicas. Por un lado se requiere contar con mejor información sobre indicadores de salud neo-natal y de cuidados pre-natales. Al mismo tiempo se requiere contar con más información del estado de salud y de la demanda por servicios de salud de las madres que actualmente son gestantes. De otro lado, el tamaño de la ENDES en cuanto a la extensión de su cuestionario hace difícil considerar que se agreguen preguntas adicionales relacionadas a la salud neo-natal o cuidados pre-natales, debiendo tomarse en cuenta, además, que se trata de indagar por eventos que han ocurrido tiempo atrás, lo cual introduce problemas por sesgos en el recuerdo de dichos eventos.

Una posibilidad es implementar encuestas especializadas que permitan recoger información específica para analizar los efectos de las políticas y programas. Usualmente este no es el caso. Es por ello que se requiere promover el uso de las fuentes de información disponibles para analizar sus ventajas y limitaciones, de manera que se puedan identificar necesidades de información. Sin embargo, en el caso particular de los indicadores de salud neo-natal, aún cuando se implementen encuestas específicas en el futuro, estas solo servirán para análisis de la implementación de JUNTOS (u otros programas o políticas) en el futuro.

Alternativamente, la disponibilidad de registros administrativos se presenta como una potencial solución ante la falta de estudios que evalúen los programas sociales en el Perú. Al respecto, el sector público (programas sociales y sector salud) genera gran cantidad de información potencialmente muy valiosa y que no se utiliza, o se utiliza muy poco, para generar evidencia acerca de la implementación y de los resultados de los programas sociales y, en general, de las políticas y estrategias públicas.

Por ejemplo, Díaz y Jaramillo (2009) utilizaron información de registros administrativos de PARSALUD, MINSA y SIS para estudiar los efectos de PARSALUD en la salud materno-infantil. Recientemente Currie y Rajani (2014) utilizan información de registros de nacimientos del Estado de Nueva York entre 1994 y 2004 para analizar el impacto de *WIC* en la prevalencia de bajo peso al nacer y otros indicadores de salud neo-natal.

La ventaja del uso de fuentes de información administrativas, sobre todo aquellas provenientes del sector salud, es que la calidad de la información es superlativa, pudiendo contar, por ejemplo, con el dato verídico del peso al nacer, procedente de la ficha de nacimiento del niño. Asimismo, estos registros administrativos cuentan con una mayor riqueza de información, al mismo tiempo que con un mayor número de observaciones (idealmente, el universo de nacimientos), lo cual permite no solo ser más precisos en cuanto a los efectos encontrados, sino también utilizar indicadores alternativos como la duración del embarazo, existencia de complicaciones durante el parto, ganancia de peso de la madre durante la gestación, si el recién nacido requirió de cuidados intensivos, etc. Adicionalmente, el uso de datos administrativos permite utilizar diferentes metodologías de estimación cuasi-experimental (dobles diferencias, efectos fijos por madre, regresión discontinua, variables instrumentales, etc.), lo cual añade credibilidad a los efectos estimados.

Para complementar el estudio realizado sería muy útil acceder a información de registros administrativos en salud a partir de historias clínicas, lo cual incluye (1) el uso de servicios de salud para el cuidado pre-natal, (2) indicadores de conductas y características de las gestantes y (3) información precisa acerca del parto y posibles complicaciones, peso al nacer, APGAR, etc. Asimismo, es necesario el acceso a registros administrativos en JUNTOS para determinar la afiliación al Programa. Combinar la información de registros administrativos podría permitir un análisis muy rico y posiblemente con mayor precisión, pues se trataría de todos los eventos de salud registrados y todos los afiliados al Programa.

Cabe la posibilidad, sin embargo, de que la información procedente de registros administrativos no se encuentre lista para ser utilizada, pero puede empezarse por realizar un análisis de la situación de estos registros e identificar oportunidades para maximizar su utilidad. El uso de registros administrativos, a su vez, permite análisis complementarios (no sustitutos), pues se debe tener presente que dichos registros no necesariamente se componen del universo de usuarios potenciales. En particular, las atenciones fuera del sector público y los casos que no usan servicios de salud modernos no están comprendidos en los registros de MINSA o EsSalud.

C. Investigaciones futuras

Los efectos de los programas sociales en la salud neo-natal es un tema bastante nuevo dentro de la literatura nacional. La presente investigación constituye el primer estudio en explorar cómo los programas sociales pueden afectar la salud desde edades muy tempranas y, a través de dicho canal, el bienestar individual a mediano y largo plazo.

Uno de los objetivos del presente documento es abrir el debate público acerca de la importancia de la inversión en salud desde el periodo pre-natal. Al respecto, las políticas públicas de salud orientadas a mejorar la salud infantil se enfocan principalmente en el periodo post-natal. Sin embargo, diversas investigaciones han mostrado que las inversiones en salud en el periodo en el que el niño se encuentra *dentro del útero* de la madre pueden tener impactos mayores y más perdurables a lo largo de la vida del individuo en comparación con inversiones en salud en etapas post-natales (Saldarriaga *en imprenta*). Por este motivo, es importante que se preste mayor atención al desarrollo de investigaciones y formulación de políticas públicas relacionadas al cuidado de la salud desde periodos previos al nacimiento.

En relación al presente estudio, existen preguntas que aún no han sido cerradas. En principio, como ha sido mencionado a lo largo del documento, no es posible ser concluyentes acerca de la ausencia de efectos de JUNTOS en la salud neo-natal. Evidencia futura que utilice información proveniente de registros administrativos puede complementar los resultados aquí encontrados. Segundo, explorar los efectos de JUNTOS en indicadores alternativos como la duración del embarazo, complicaciones durante el parto, prueba APGAR, cuidado “adecuado” durante la gestación, ganancia de peso por parte de la madre gestante y la probabilidad de incidir en comportamientos de riesgo durante el embarazo (consumo de alcohol o tabaco) es también esencial para añadir evidencia en cuanto a los impactos del Programa. Finalmente, a pesar de que este estudio ha empleado diversos métodos cuasi-experimentales de identificación de efectos causales, es necesario añadir evidencia utilizando metodologías alternativas.

8.2. Plan de incidencia en políticas públicas e identificación de actores clave

A. Definición del objetivo

La investigación analiza los efectos del Programa JUNTOS en la salud neo-natal y cuidado pre-natal. Este tema ha sido poco explorado en la literatura nacional, razón por la cual el estudio es relevante para la discusión del diseño de políticas públicas, debido a que la nutrición neo-natal tiene consecuencias de corto y largo plazo en el desarrollo de las personas.

El objetivo principal de incidencia en política es contribuir, a partir de la generación de evidencia sólida y relevante, a la divulgación oportuna de los resultados de la investigación para el diseño de políticas orientadas a promover el desarrollo durante el periodo pre-natal en indicadores de salud neo-natal poblaciones en situación de vulnerabilidad desde el MIDIS relacionadas, en particular, con el Programa JUNTOS.

Actualmente la estrategia “Incluir para Crecer” del MIDIS ha puesto el tema de la nutrición infantil en el centro de las políticas públicas de protección social²⁴. Este estudio pretende ser un aporte para posicionar el cuidado pre-natal y la salud neo-natal como elemento clave en la reducción de desigualdades y superación de la pobreza. Adicionalmente se prevé generar un espacio de discusión y diálogo a partir de la evidencia generada por la investigación entre algunos actores clave que persiguen objetivos de mejoramiento del bienestar de la población en situación de pobreza.

B. Identificación de actores clave

Los resultados del estudio serían de interés para los siguientes actores:

- **Programa JUNTOS**

Organismo que implementa la intervención de transferencias monetarias condicionadas en el Perú.
Personas clave: Directora Ejecutiva; Jefe de la Unidad de Operaciones de Afiliación y Liquidación; Jefa de la Unidad de Verificación del Cumplimiento de Corresponsabilidad; Jefa de la Unidad de Planeamiento y Presupuesto.

- **Ministerio de Desarrollo e Inclusión Social (MIDIS)**

Organismo rector de las políticas nacionales que promueven el Desarrollo y la Inclusión Social y al cual pertenece el Programa JUNTOS. Los resultados serían de interés de MIDIS en tanto ofrecerán evidencia que puede contribuir a delinear políticas y estrategias orientadas a la protección social en la etapa pre-natal.

Personas clave: Director General de de Políticas y Estrategias; Director de Planeamiento de Políticas Sociales; Director General de Seguimiento y Evaluación; Director de Seguimiento de Políticas Sociales; Director de Evaluación de Políticas Sociales; Director General de Gestión de Usuarios.

- **Ministerio de Salud (MINSA)**

Organismo que implementa los servicios de atención de la salud a través de sus redes de hospitales, centros y puestos de salud. Los resultados del estudio serían de su interés pues

²⁴ Véase por ejemplo:

<http://www.larepublica.pe/06-10-2013/humala-asegura-que-estrategia-de-incluir-para-crecer-le-cambia-la-cara-a-peru>

<http://elcomercio.pe/actualidad/1648354/noticia-ollanta-humala-nina-mis-ojos-politica-social-no-politica-economica>

http://www.rpp.com.pe/2013-10-06-presidente-humala-destaca-en-apec-la-estrategia-incluir-para-crecer-noticia_637023.html

<http://www.elperuano.pe/Edicion/noticia-incluir-para-crecer-10551.aspx>

ofrecen evidencia acerca del cumplimiento de protocolos de atención de cuidados pre-natales.
Personas clave: Director general de Salud de las Personas; Director de Atención Integral de Salud; Director de Servicios de Salud.

- **Instituto Nacional de Estadística e Informática - Estudio ENDES**

El estudio permite al INEI conocer resultados de la investigación que utiliza la información que genera en el marco del sistema estadístico nacional, en particular las potencialidades y limitaciones de la información de salud pre-natal y neo-natal.

Personas clave: Directora Técnica; Director Responsable de la Encuesta; Director de Muestreo.

- **Mesa de concertación de lucha contra la pobreza (MCLP)**

En la que participan el Estado y a la sociedad civil, cuyos objetivos son el concertar las políticas sociales en una perspectiva de desarrollo humano con enfoque de equidad y de género, lograr mayor eficiencia en la ejecución de los programas comprendidos en la lucha contra la pobreza, institucionalizar la participación de la ciudadanía en el diseño, toma de decisiones y fiscalización de la política social del Estado y maximizar la transparencia e integridad en la gestión de los programas de lucha contra la pobreza. Los resultados de la investigación ofrecen evidencia acerca de la manera como las políticas e intervenciones públicas inciden en el bienestar de la población en situación de vulnerabilidad.

Personas clave: Presidente.

C. Plan de incidencia

Con el objetivo de incidir en las políticas públicas se prevé realizar tres eventos de difusión y discusión, uno dirigido a una audiencia específica y otro de carácter más general:

- **Reunión cerrada de tipo bilateral**

Entre el equipo de investigación y funcionarios del Programa JUNTOS, a modo de presentar y discutir los resultados y recomendaciones de la investigación.

- **Reunión cerrada de presentación y discusión de resultados y recomendaciones de políticas**

Este evento tiene como público objetivo una audiencia reducida conformada por funcionarios de JUNTOS, MIDIS, MINSA e INEI (vinculados a la ENDES) así como representantes de la MCLCP y/o de instituciones cooperantes. Este evento tendrá el formato de una mesa de trabajo en la que los resultados y alcances de la investigación serán presentados, un representante de JUNTOS y otro representante del MIDIS intervendrán con reflexiones y comentarios sobre los hallazgos presentados, y, finalmente, se invitará a una discusión abierta con los asistentes.

- **Seminario de presentación de resultados**

Cuya audiencia serán miembros de la comunidad académica vinculados a los temas del presente estudio, estudiantes interesados en esos temas, y funcionarios vinculados al diseño, implementación y evaluación de políticas públicas de protección social y de salud. Este evento tendrá el formato típico de un seminario académico que contará con la bienvenida de la dirección ejecutiva, la presentación de los autores del estudio, los comentarios de representantes de los actores clave y una ronda de debate con los asistentes.

D. Cronograma de actividades

Actividad	Mes de ejecución
Reunión cerrada de tipo bilateral	Enero 2015
Reunión cerrada de presentación, discusión de resultados y recomendaciones de política	Febrero 2015
Seminario de presentación de resultados	Marzo 2015

Referencias

- Aizer, Anna, Laura Stroud y Stephen Buka
2009 Maternal stress and child well-being: Evidence from siblings, *Mimeo*, Brown University. Providence, RI.
- Almond, Douglas y Bhashkar Mazumder
2011 Health capital and the prenatal environment: The Effect of Ramadan observance during pregnancy, *American Economic Journal – Applied Economics* 3(4): 56-85.
- Almond, Douglas y Janet Currie
2010 Human Capital Development Before Age Five, en Orely Ashenfelter and David Card (Eds.), *The Handbook of Labor Economics*, 4b. Amsterdam: Elsevier Science B.V.
- Almond, Douglas, Kenneth Y. Chay y David S. Lee
2005 The Costs of Low Birth Weight, *Quarterly Journal of Economics* 120(3): 1031-1084.
- Alzúa, María Laura, Guillermo Cruces y Laura Ripani
2013 Welfare programs and labor supply in developing countries: experimental evidence from Latin America, *Journal of Population Economics* 26(4): 1255-1284.
- Amarante, Verónica, Manuel Manacorda, Edward Miguel y Andrea Vigorito
2011 Do cash transfers improve birth outcomes? Evidence from Matched Vital Statistics, social security and program data, *NBER Working Paper No. w17690*, National Bureau of Economic Research.
- Lhila, Aparna y Kosali I. Simon
2008 Prenatal Health Investment Decisions: Does the Child's Sex Matter?, *Demography* 45(4): 885-905
- Arróspide, Mario Alfredo
2009 Presupuesto Público Evaluado: Programa Nacional de Apoyo Directo a los Más Pobres "JUNTOS" (Documentación y Análisis de los Procesos), Presidencia del Consejo de Ministros.
- Attanasio, Orazio, Erich Battistin, Emla Fitzsimons, Alice Mesnard y Marcos Vera-Hernandez
2005 How Effective are Conditional Cash Transfers? Evidence from Colombia, Briefing Note No. 54, The Institute of Fiscal Studies.
- Baker, Kevin
2008 Do cash transfers programs improve infant health? Evidence from the 1993 expansion of the earned income tax credit, *Mimeo*, University of Notre Dame.
- Barker, D.J.P.
1992 Fetal and Infant Origins of Adult Disease, London: British Medical Journal.
- Barber, Sarah L. y Paul J. Gertler
2008 The impact of Mexico's conditional cash transfer programme, *Oportunidades*, on birthweight, *Trop. Med. Int. Health* 13(11): 1405-1414.

- Barber, Sarah L. y Paul J. Gertler
2010 Empowering Women: How Mexico's conditional cash transfer programme raised prenatal care quality and birth weight, *Journal of Development Effectiveness* 2(1): 51-73.
- Behrman, Jere R. y Mark Rosenzweig
2004 Returns to Birth Weight, *Review of Economics and Statistics* 86(2): 586-601.
- Bharadwaj, Prashant, Juan Eberhard y Christopher Neilson
2010 Do initial endowments matter only initially? Birth weight, parental investments, and academic achievement in schools, *Mimeo*, University of California San Diego.
- Bitler, Marianne y Janet Currie
2004 Medicaid at birth, WIC take-up, and children's outcomes, *mimeo*, University of Wisconsin-Madison, Institute for Research on Poverty.
- Black, Sandra, Paul J. Devereux y Kjell D. Salvanes
2007 From the Cradle to the Labor Market? The Effect of Low Birth Weight on Adult Outcomes, *Quarterly Journal of Economics* 122(1): 409-439.
- Brien, Michael J. y Christopher A. Swann
2001 Prenatal WIC Participation and Infant Health: Selection and Maternal Fixed Effects, *mimeo*, SUNY-Stony Brook.
- Camacho, Adriana
2008 Stress and Birth Weight: Evidence from Terrorist Attacks, *AER Papers & Proceedings* 98(2): 511-515.
- Conley, Dalton y Neil G. Bennett
2000 Is Biology Destiny? Birth Weight and Life Chances, *American Sociological Review* 65: 458-467.
- Currie, Janet
1994 Welfare and the well-being of children: The relative effectiveness of cash and in-kind transfers *en Tax, Policy and the Economy*, Vol. 8, MIT Press: 1-44.
- Currie, Janet
2003 U.S. Food and Nutrition Programs, *en Robert A. Moffitt (ed.) Means-Tested Transfers Programs in the United States*, University of Chicago Press.
- Currie, Janet
2011 Inequality at Birth: Some Causes and Consequences, *AER Papers & Proceedings* 101(3): 1-22.
- Currie, Janet y Enrico Moretti
2007 Biology as Destiny? Short and Long-Run Determinants of Intergenerational Transmissions of Birth Weight, *Journal of Labor Economics* 25(2): 231-264.
- Currie, Janet e Ishita Rajani
2014 Within-Mother Estimates of the Effects of WIC on Birth Outcomes in New York City, *NBER Working Paper No. w20400*, National Bureau of Economic Research.

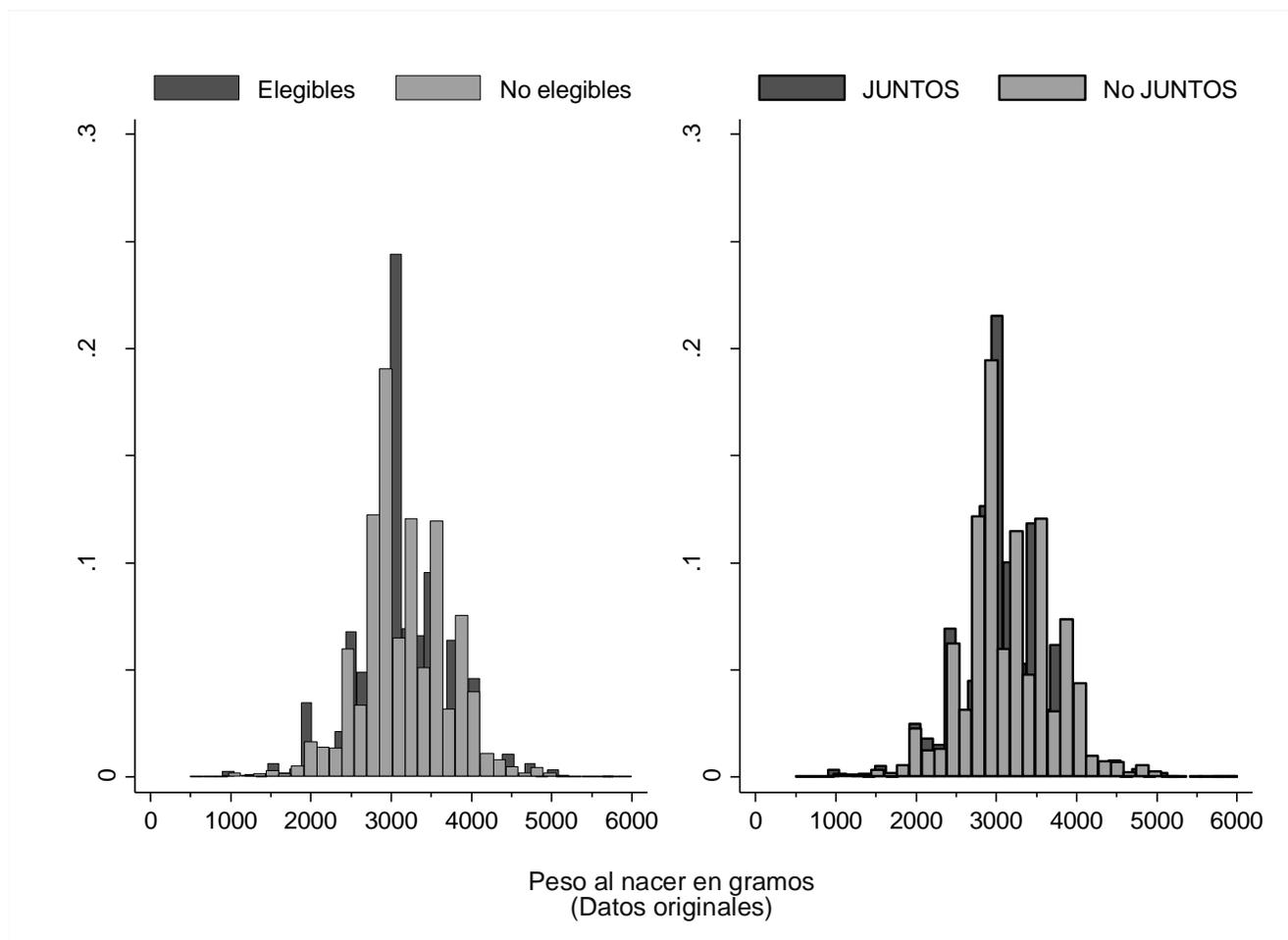
- Currie, Janet y Nancy Cole
1993 Welfare and child health: the link between AFDC participation and birth weight, *The American Economic Review* 83(4): 971-985.
- Dasso, Rosamaría y Fernando Fernández
2013 Temptation Goods and Conditional Cash Transfers in Peru, *Mimeo*, Washington D.C.
- de Brauw, Alan y Amber Peterman
2011 Can conditional cash transfers improve maternal health and birth outcomes? Evidence from El Salvador's Comunidades Solidarias Rurales, *IFPRI Discussion Paper No. 1080*. International Food and Policy Research Institute. Washington, D.C.
- Del Bono, Emilia y John Ermisch
2009 Birth Weight and the Dynamics of Early Cognitive and Behavioural Development, Insitute for Social and Economic Research, Working Paper No. 2009-16.
- del Pozo, César y Esther Guzmán
2011 Efectos de las transferencias monetarias condicionadas en la inversión productiva de los hogares rurales en el Perú, Consorcio de Investigación Económica y Social – CIES.
- Díaz, Juan José y Miguel Jaramillo
2009 Evaluating interventions to reduce maternal mortality: evidence from Peru's PARSalud programme, *Journal of Development Effectiveness*, 1(4): 387-412.
- Escobal, Javier y Sara Benites
2012 Algunos impactos del programa JUNTOS en le bienestar de los niños: Evidencia basada en el estudio Niños del Milenio, Niños del Milenio; Young Lives, Boletín de Políticas Públicas sobre infancia 5.
- Eskenazi, Brenda, Amy R. Marks, Ralph Catalano, Tim Bruckner y Paolo G. Toniolo
2007 Low Birthweight in New York City and Upstate New York Following the Events of September 11th, *Human Reproduction* 22(11): 3013-3020.
- Fiszbein, Ariel y Norbert Schady
2009 Conditional Cash Transfers: Reducing Present and future Poverty, Washington D.C.: The World Bank.
- Fortier, Isabel, Sylvie Marcoux y Jacques Brisson
1995 Maternal working during pregnancy and the risks of delivering small-for-gestational age or preterm infant, *Scandinavian Journal of Work, Environment & Health*: 412-418.
- Glynn, L., P. D. Wadha, C. Dunkel-Schetter, A. Chicz-Demet y C. A. Sandman
2001 "When Stress Happens Matters: Effect of Earthquake Timing on Stress Responsivity in Pregnancy, *American Journal of Obstetrics & Gynecology* 184(4): 637-642.
- González, Libertad
2013 The Effect of a Universal Child Benefit on Conceptions, Abortions, and Early Maternal Labor Supply, *American Economic Journal: Economic Policy* 5(3): 160-188.

- Grossman, Michael
1972 On the Concept of Health Capital and the Demand for Health, *Journal of Political Economy* 80(2): 223-255.
- Haddad, Lawrence J. y Howarth E, Bouis
1991 The impact of Nutritional status on Agricultural Productivity: Wage Evidence from the Philippines, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 53(1): 45-68.
- Heckman, James J.
2007 The economics, technology and neuroscience of human capability formation, *PNAS* 104(33): 13250-13255.
- Hinke Kessler Scholder, Stephanie, George L. Wehby, Sarah Lewis y Luisa Succolo
2014 Alcohol exposure in utero and child academic achievement, *The Economic Journal*, 124(576): 634-667.
- Hirano, Keisuke y Guido Imbens
2002 Estimation of Causal Effects Using Propensity Score Weighting: An Application to Data on Right Heart Catheterization. *Mimeo*, University of Miami Department of Economics.
- Hirano, Keisuke, Guido Imbens y Geert Ridder
2003 Efficient Estimation of Average Treatment Effects Using the Estimated Propensity Score, *Econometrica* 71: 1161-1189.
- Hobel, Calvin J., Christine Dunkel-Schetter, Scott C. Roesch, Lony C. Castro y Chander P. Arora
1999 Maternal Plasma Corticotropin-Releasing Hormone Associated with Stress at 20 Weeks' Gestation in Pregnancies Ending in Preterm Delivery, *American Journal of Obstetrics & Gynecology* 180(1): S257-S263.
- Hobel, Calvin y Jennifer Culhane
2003 Role of psychosocial and nutritional stress on poor pregnancy outcomes, *The Journal of Nutrition* 133(5): 1709S-1717S.
- Hoddinott, John, John A. Maluccio, Jere R. Behrman, Rafael Flores y Reynaldo Martorell
2008 Effect of a nutrition intervention during early childhood on economic productivity in Guatemalan adults, *The Lancet* 371(9610): 411-416.
- Hoynes, Hilary W. y Diane W. Schanzenbach
2003 Consumption responses to in-kind transfers: Evidence from the introduction of the food stamp program, *American Economic Journal: Applied Economics* 1(4): 109-139.
- Hoynes, Hilary W., Douglas L. Miller y David Simon
2012 Income, the Earned Income Tax Credit, and Infant Health, *NBER Working Paper No. w18206*, National Bureau of Economic Research.
- Kowaleski-Jones, Lori y Greg J. Duncan
2002 Effects of participation in the *WIC* program on birthweight: evidence from the national longitudinal survey of youth, *American Journal of Public Health* 92(5): 799-804.
- Kramer, Michael S.
1987 Intrauterine Growth and Gestational Duration Determinants, *Pediatrics* 80: 502-511.

- Kramer, Michael S.
2003 The Epidemiology of Adverse Pregnancy Outcomes: An Overview, *The Journal of Nutrition* 133: 1592S-1596S
- Levy, Amalia, Drora Fraser, Miriam Katz, Moshe Mazor, and Eyal Sheiner
2005 Maternal Anemia during Pregnancy is an Independent Risk Factor for Low Birth Weight and Preterm Delivery, *European Journal of Obstetrics & Gynecology and Reproductive Biology* 122(2): 182-196.
- Lockwood, Charles J.
1999 Stress-associated preterm delivery: The role of corticotrophin-releasing hormone, *American Journal of Obstetrics and Gynecology* 180(1): S264-S266.
- Loughran, David S., Ashlesha Datar y M. Rebecca Kilburn
2004 The Interactive Effect of Birth Weight and Parental Investment on Child Test Scores, Rand Labor and Population Working Paper No. WR-168.
- Maccini, Sharon y Dean Yang
2009 Under the Weather: Health, Schooling and Economic Consequences of Early-Life Rainfall, *American Economic Review* 93(3): 1006-1026.
- Mansour, Hani y Manuel I. Rees
2012 The Effect of Prenatal Stress on Birth Weight: Evidence from the al-Aqsa Intifada, *IZA Discussion Paper No. 5535*.
- Milligan, Kevin
2005 Subsidizing the Stork: New Evidence on Tax Incentives and Fertility, *The Review of Economics and Statistics* 87(3): 539-555.
- Moffitt, Robert A.
1995 The effect of welfare system on nonmarital childbearing, *Report to congress on out-of-wedlock childbearing*.
- Moffitt, Robert A.
2002 Welfare programs and labor supply, *Handbook of public economics* 4: 2393-2430.
- Moss N.E. y Carver K.
1998 The effect of WIC and Medicaid on infant mortality in the United States, *American Journal of Public Health*: 1354-1361.
- Oreopoulos, Philip, Mark Stabile, Randy Walld y Leslie L. Roos
2008 Short-, Medium-, and Long- Term Consequences of Poor Infant Health: An Analysis Using Siblings and Twins, *Journal of Human Resources* 43(1): 88-138.
- Perova, Elizaveta and Renos Vakis
2012 5 Years in Juntos: New Evidence on the Program's Short and Long-Term Impacts, *Economía* 35(69): 53-82.
- Royer, Heather
2009 Separated at Girth: U.S. Twin Estimates of the Effects of Birthweight, *American Economic Journal-Applied Economics* 1(1): 49-85.

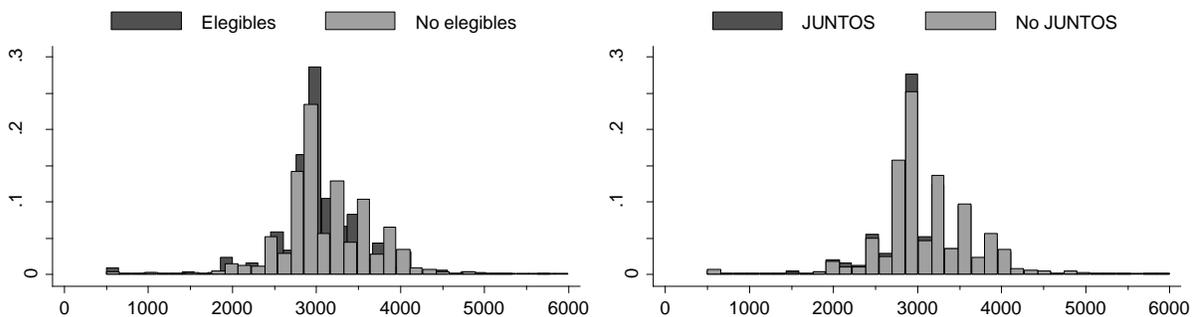
- Saldarriaga, Victor
(en imprenta) Birth Weight and Early Childhood Physical Health: Evidence from a Sample of Latin American Twins, *Economía*.
- Sánchez, Alan y Miguel Jaramillo
2012 Impacto del programa Juntos sobre la nutrición temprana, *Revista Estudios Económicos* 23: 53-66.
- Strauss, John y Duncan Thomas
1998 Health, Nutrition, and Economic Development, *Journal of Economic Literature* 36(2): 766-817.
- Strully, Kate W. David H. Rehkopf y Ziming Xuan
2010 Effects of Prenatal Poverty on Infant Health State: Earned Income Tax Credits and Birth Weight, *American Sociological Review* 75(4): 534-562.
- Tanner, James M.
1978 Fetus into Man: Physical Growth from Conception to Maturity, London Open Books.
- Torche, Florencia
2011 The effect of maternal stress on birth outcomes: exploiting a natural experiment, *Demography* 48(4): 1473-1491.
- Verhoeff, F. H., B. J. Brabin, S. van Buuren, L. Chimsuku, P. Kazembe, J. M. Wit y R. L. Broadhead
2001 An Analysis of Intra-uterine Growth Retardation in Rural Malawi, *European Journal of Clinical Nutrition*, 55: 682-689.
- Wooldridge, Jeffrey
2007 Inverse probability weighted estimation for general missing data problems, *Journal of Econometrics*, 141(2), 1281-1301.

Figura 1a
Distribución del peso al nacer por condición de elegibilidad y participación en JUNTOS
(Datos originales)

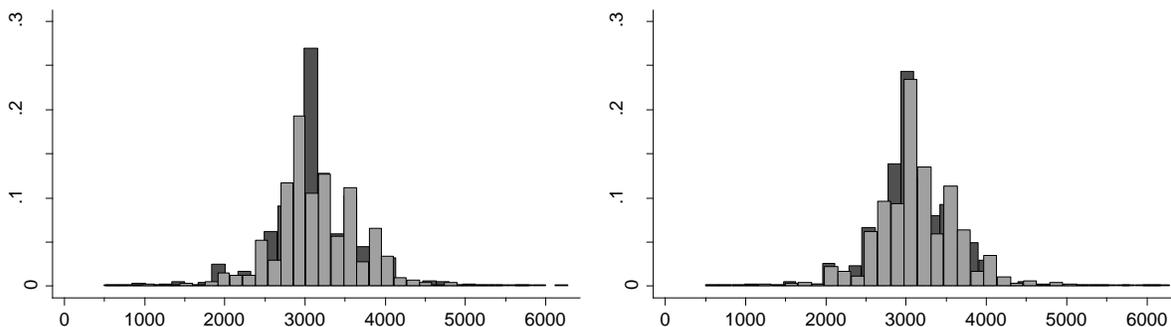


Notas: La figura muestra la distribución del peso al nacer a partir de los datos originales de la Encuesta Demográfica y de Salud Familiar (ENDES) de los años 2004-2013 de acuerdo al criterio de elegibilidad del hogar basado en el índice de focalización de hogares (panel izquierdo) y participación en JUNTOS (panel derecho). La figura del panel derecho utiliza datos de la ENDES de los años 2008-2013. Las barras corresponden a la fracción de niños menores de 60 meses de edad al momento de la encuesta que nacieron entre cierto rango de la distribución de peso al nacer. Elaboración propia en base a los datos de la ENDES.

Figura 1b
Distribución del peso al nacer por condición de elegibilidad y participación en JUNTOS
(Datos imputados)



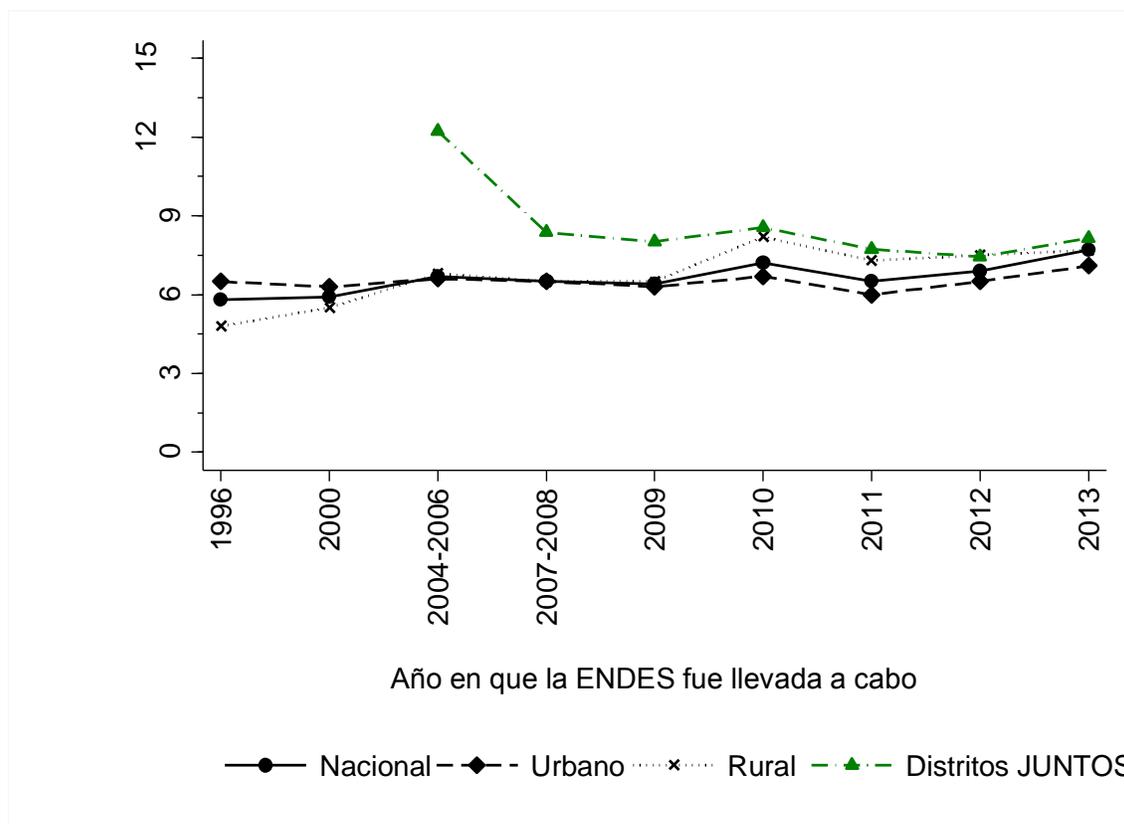
Peso al nacer en gramos
 Datos imputados (valor mínimo por quintil)



Peso al nacer en gramos
 Datos imputados (valor aleatorio por quintil)

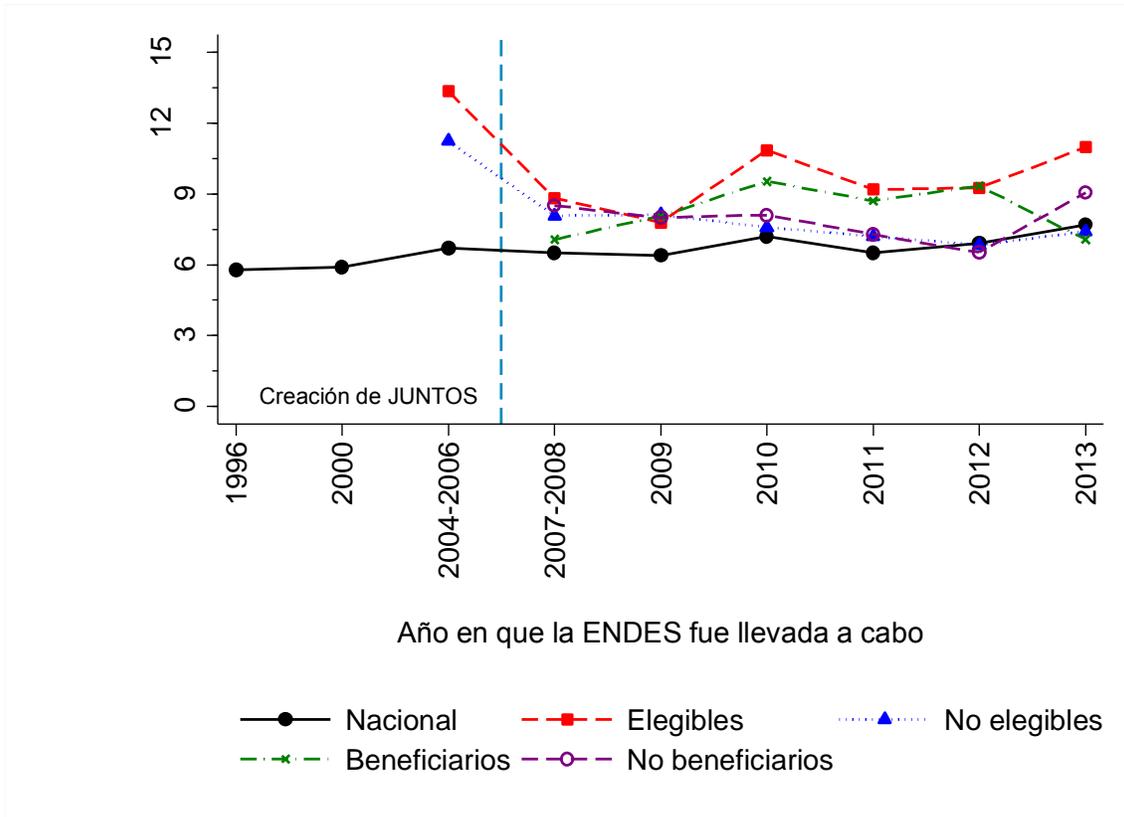
Notas: La figura muestra la distribución del peso al nacer al agregar los datos imputados de peso al nacer para las observaciones que carecen de dato original de este indicador en la Encuesta Demográfica y de Salud Familiar (ENDES) de los años 2004-2013. Los paneles de la izquierda muestran la distribución del peso al nacer de acuerdo al criterio de elegibilidad del hogar basado en el índice de focalización de hogares. Los paneles de la derecha muestran la distribución de peso al nacer de acuerdo a la participación en JUNTOS. Las figuras del panel derecho utilizan datos de la ENDES de los años 2008-2013. En cuanto a la metodología de imputación, los paneles superiores muestran la distribución de peso al nacer en base al valor mínimo por quintil, mientras que los paneles inferiores muestran la distribución de este indicador en base al valor aleatorio por quintil. Para mayor detalle de la imputación de datos de peso al nacer ver la sección 5.2 del documento del documento. Elaboración propia en base a los datos de la ENDES.

Figura 2a
Prevalencia de bajo peso al nacer por ámbito geográfico (1996 – 2013)



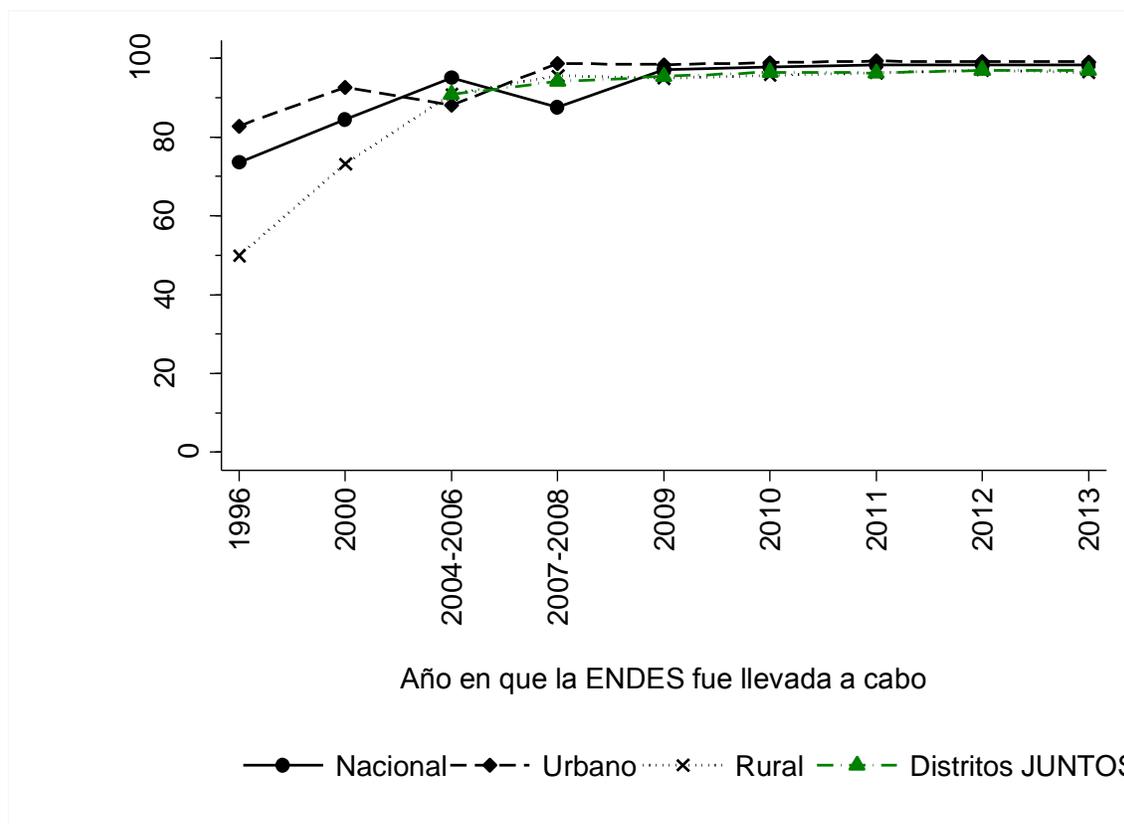
Notas: La figura muestra la evolución de la prevalencia de bajo peso al nacer (en porcentajes) en niños que nacieron entre los 5 años anteriores a la encuesta. Elaboración propia en base a datos del Informe Principal de la Encuesta Demográfica y de Salud Familiar (ENDES) de los años 1996, 2000, 2004-2006, 2007-2008, 2009, 2010, 2011, 2012, 2013, elaborado por el Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI) y cálculos propios a partir de la ENDES de los años 2004-2013.

Figura 2b
Prevalencia de bajo peso al nacer por criterio de elegibilidad y condición de participación en JUNTOS (A nivel nacional y distritos JUNTOS)



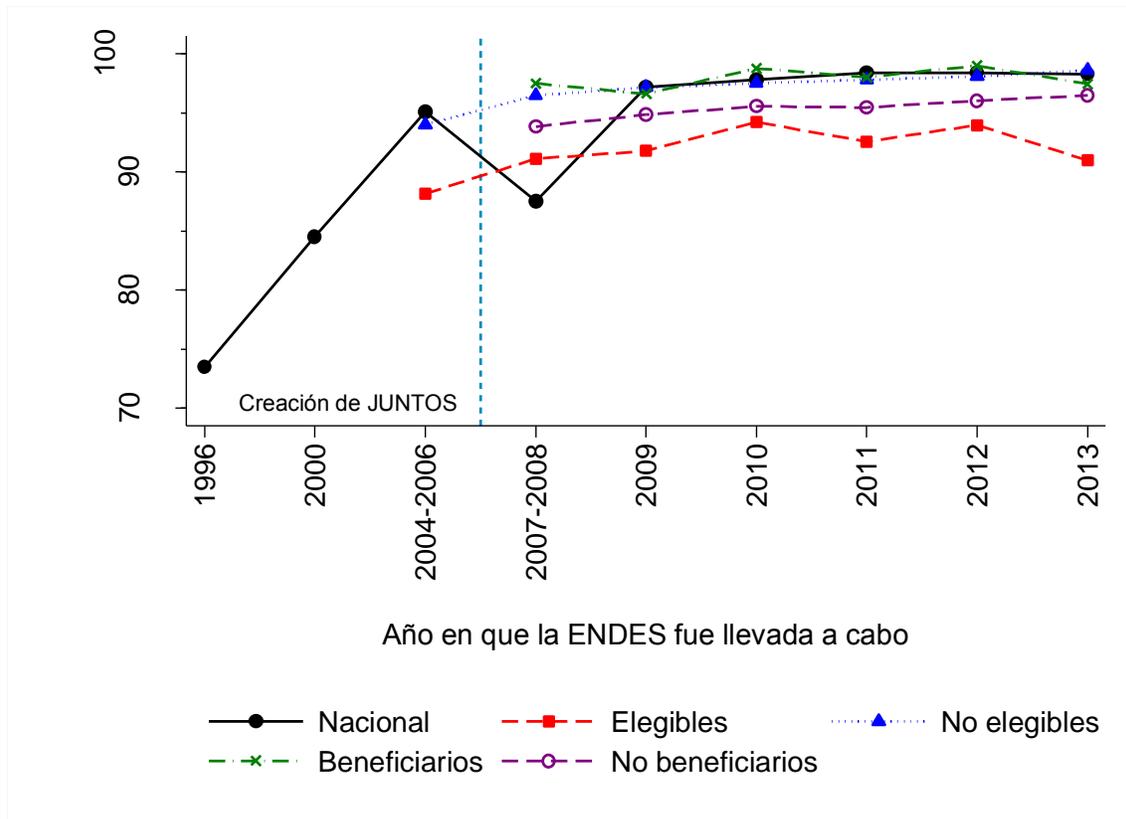
Notas: La figura muestra la evolución de la prevalencia de bajo peso al nacer (en porcentajes) en niños que nacieron en los 5 años anteriores a la encuesta. En los distritos asociados al despliegue de JUNTOS, se distingue de acuerdo a la condición de elegibilidad (cuadrado para elegibles y triángulo para no elegibles) y la condición de participación en el Programa (cruz para beneficiarios y círculo para no beneficiarios). Elaboración propia en base a datos del Informe Principal de la Encuesta Demográfica y de Salud Familiar (ENDES) de los años 1996, 2000, 2004-2006, 2007-2008, 2009, 2010, 2011, 2012, 2013, elaborado por el Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI) y cálculos propios a partir de la ENDES de los años 2004- 2013.

Figura 3a
Asistencia a controles pre-natales por ámbito geográfico (1996 – 2013)



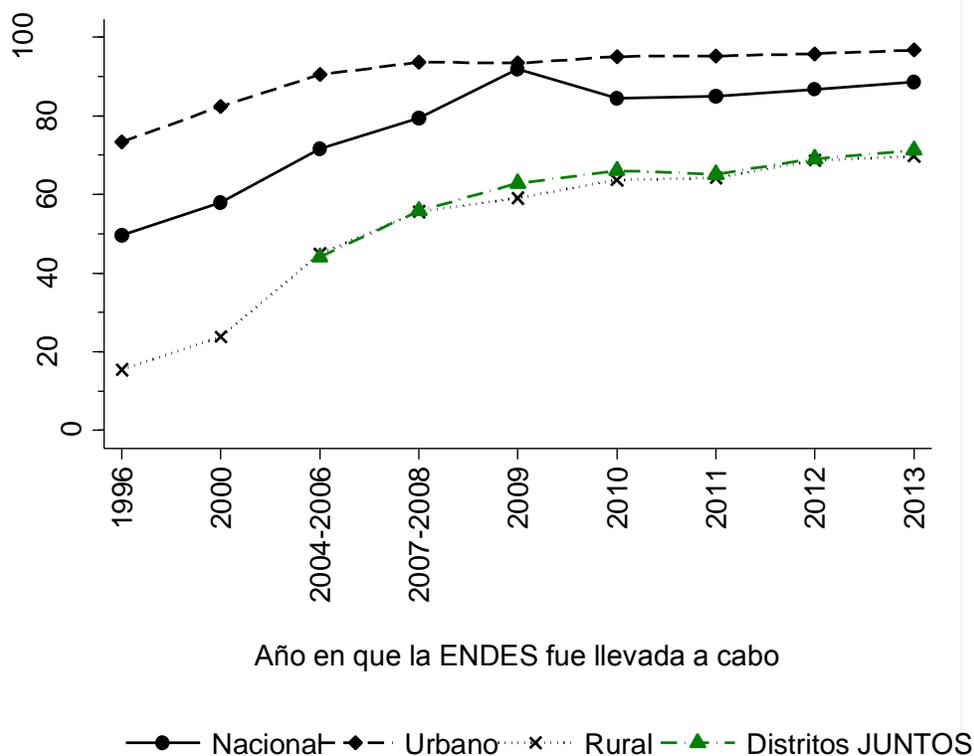
Notas: La figura muestra la evolución de la asistencia a controles pre-natales por parte de madres que tuvieron hijos nacidos vivos en los cinco años anteriores a la encuesta. Elaboración propia en base a datos del Informe Principal de la Encuesta Demográfica y de Salud Familiar (ENDES) de los años 1996, 2000, 2004-2006, 2007-2008, 2009, 2010, 2011, 2012, 2013, elaborado por el Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI) y cálculos propios a partir de la ENDES de los años 2004-2013.

Figura 3b
Asistencia a controles pre-natales por criterio de elegibilidad y condición de participación en JUNTOS (A nivel nacional y distritos JUNTOS)



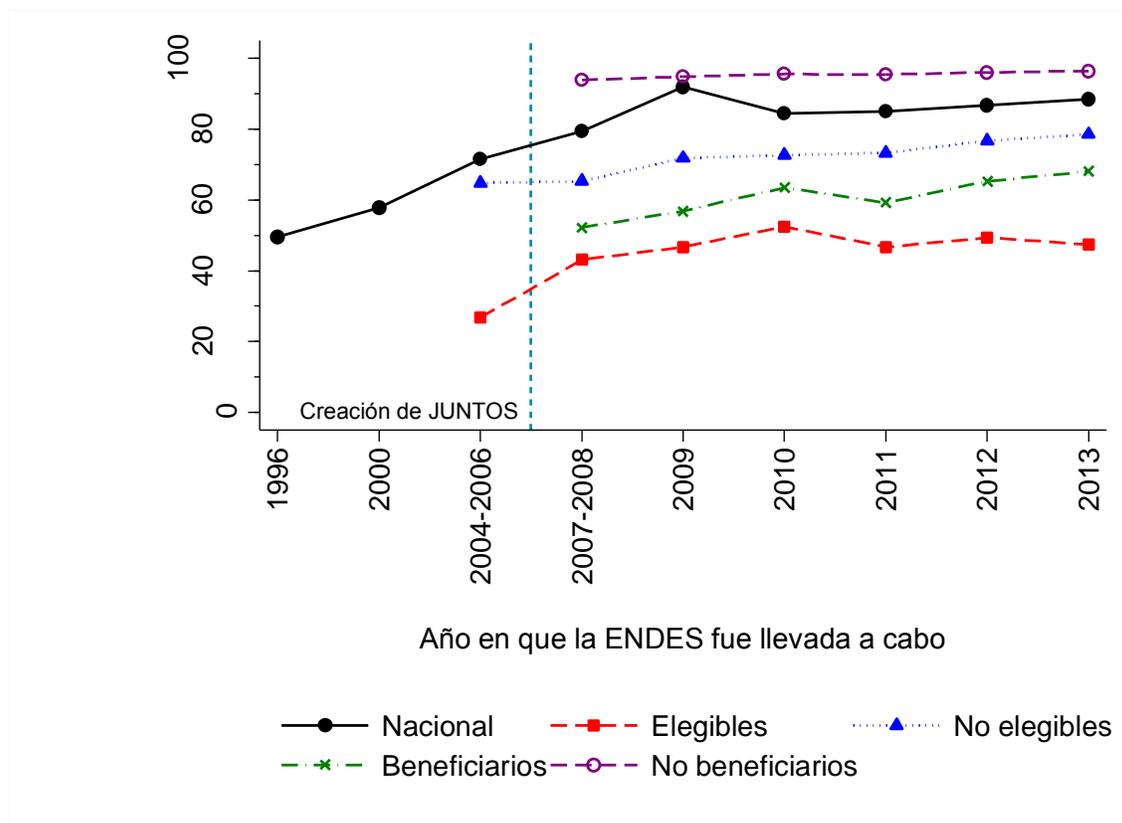
Notas: La figura muestra la evolución de la asistencia a controles pre-natales por parte de madres que tuvieron hijos nacidos vivos en los cinco años anteriores a la encuesta a nivel nacional y en distritos asociados al despliegue de JUNTOS. En los distritos asociados al despliegue de JUNTOS, se distingue de acuerdo a la condición de elegibilidad (cuadrado para elegibles y triángulo para no elegibles) y la condición de participación en el Programa (cruz para beneficiarios y círculo para no beneficiarios). La información de condición de beneficiario se encuentra disponible en la ENDES desde el año 2008. Elaboración propia en base a datos del Informe Principal de la Encuesta Demográfica y de Salud Familiar (ENDES) de los años 1996, 2000, 2004-2006, 2007-2008, 2009, 2010, 2011, 2012, 2013, elaborado por el Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI) y cálculos propios a partir de la ENDES de los años 2004-2013.

Figura 4a
Parto institucional por ámbito geográfico (1996 – 2013)



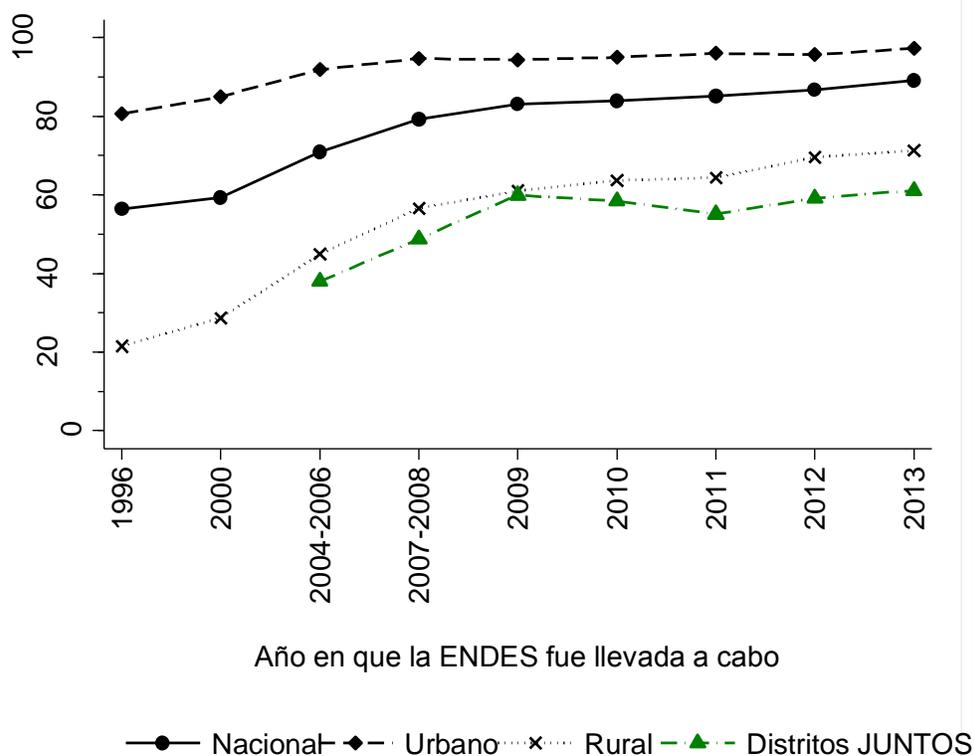
Notas: La figura muestra la evolución del parto institucional, definido como parto en algún centro o servicio de salud, público o privado, para todas las madres que tuvieron hijos nacidos vivos en los cinco años anteriores a la encuesta. Dentro de esta categoría se encuentran (i) hospitales adscritos al Ministerio de Salud (MINSA); (ii) hospitales adscritos a EsSalud, hospitales adscritos a las Fuerzas Armadas o Policiales, hospitales municipales; (iii) hospitales administrados por Organizaciones no Gubernamentales (ONGs) o iglesias, centros y postas de salud (MINSA y EsSalud); y (iv) clínicas privadas. Elaboración propia en base a datos del Informe Principal de la Encuesta Demográfica y de Salud Familiar (ENDES) de los años 1996, 2000, 2004-2006, 2007-2008, 2009, 2010, 2011, 2012, 2013, elaborado por el Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI) y cálculos propios a partir de la ENDES de los años 2004-2013.

Figura 4b
Parto institucional por criterio de elegibilidad y condición de participación en JUNTOS (nivel nacional y distritos JUNTOS)



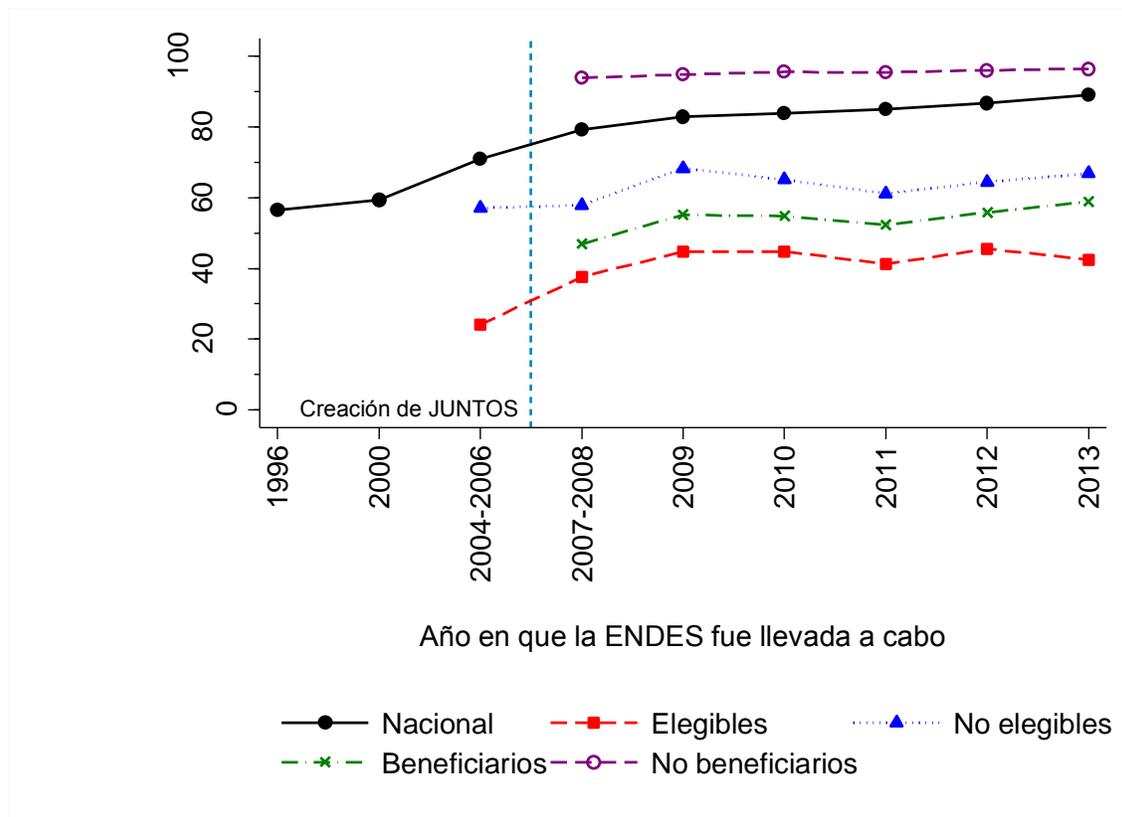
Notas: La figura muestra la evolución del parto institucional, definido como parto en algún centro o servicio de salud, público o privado, para todas las madres que tuvieron hijos nacidos vivos en los cinco años anteriores a la encuesta a nivel nacional y en distritos asociados al despliegue de JUNTOS. En los distritos asociados al despliegue de JUNTOS, se distingue de acuerdo a la condición de elegibilidad (cuadrado para elegibles y triángulo para no elegibles) y la condición de participación en el Programa (cruz para beneficiarios y círculo para no beneficiarios). Dentro de esta categoría se encuentran (i) hospitales adscritos al Ministerio de Salud (MINSA); (ii) hospitales adscritos a EsSalud, hospitales adscritos a las Fuerzas Armadas o Policiales, hospitales municipales; (iii) hospitales administrados por Organizaciones no Gubernamentales (ONGs) o iglesias, centros y postas de salud (MINSA y EsSalud); y (iv) clínicas privadas. La información de condición de beneficiario se encuentra disponible en la ENDES desde el año 2008. Elaboración propia en base a datos del Informe Principal de la Encuesta Demográfica y de Salud Familiar (ENDES) de los años 1996, 2000, 2004-2006, 2007-2008, 2009, 2010, 2011, 2012, 2013, elaborado por el Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI) y cálculos propios a partir de la ENDES de los años 2004-2013.

Figura 5a
Atención del parto por parte de personal médico especializado
por ámbito geográfico (1996 – 2013)



Nota: La figura muestra la evolución de la atención del parto por parte de personal médico especializado para todas las madres que tuvieron hijos nacidos vivos en los cinco años anteriores a la encuesta. Se considera que el parto fue atendido por personal médico especializado si el mismo fue asistido por (i) médico; (ii) obstetra; (iii) enfermera calificada; y (iv) técnico en enfermería o promotor de salud. Elaboración propia en base a datos del Informe Principal de la Encuesta Demográfica y de Salud Familiar (ENDES) de los años 1996, 2000, 2004-2006, 2007-2008, 2009, 2010, 2011, 2012, 2013, elaborado por el Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI) y cálculos propios a partir de la ENDES de los años 2004-2013.

Figura 5b
Atención del parto por parte de personal médico especializado por criterio de elegibilidad y condición de participación en JUNTOS
(A nivel nacional y distritos JUNTOS)



Nota: La figura muestra la evolución de la atención del parto por parte de personal médico especializado para todas las madres que tuvieron hijos nacidos vivos en los cinco años anteriores a la encuesta a nivel nacional y en distritos asociados al despliegue de JUNTOS. En los distritos asociados al despliegue de JUNTOS, se distingue de acuerdo a la condición de elegibilidad (cuadrado para elegibles y triángulo para no elegibles) y la condición de participación en el Programa (cruz para beneficiarios y círculo para no beneficiarios). Se considera que el parto fue atendido por personal médico especializado si el mismo fue asistido por (i) médico; (ii) obstetra; (iii) enfermera calificada; y (iv) técnico en enfermería o promotor de salud. La información de condición de beneficiario se encuentra disponible en la ENDES desde el año 2008. Elaboración propia en base a datos del Informe Principal de la Encuesta Demográfica y de Salud Familiar (ENDES) de los años 1996, 2000, 2004-2006, 2007-2008, 2009, 2010, 2011, 2012, 2013, elaborado por el Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI) y cálculos propios a partir de la ENDES de los años 2004, 2008, 2009, 2010, 2011, 2012 y 2013.

Tabla 1

Estadísticas descriptivas de acuerdo al criterio de elegibilidad y fecha de nacimiento

Variable	Antes de la llegada de JUNTOS		Después de la llegada de JUNTOS	
	Elegibles	No elegibles	Elegibles	No elegibles
Peso al nacer (en gramos)	3105.227 (585.449)	3184.492 (580.200)	3091.988 (572.391)	3130.862 (524.296)
Bajo peso al nacer (peso al nacer < 2,500 gramos)	0.094 (0.292)	0.075 (0.264)	0.096 (0.294)	0.069 (0.253)
Peso al nacer (logs.)	8.022 (0.201)	8.047 (0.203)	8.018 (0.199)	8.034 (0.177)
Pequeño al nacimiento	0.287 (0.453)	0.251 (0.434)	0.291 (0.454)	0.252 (0.434)
Madre asistió a controles pre-natales	0.892 (0.310)	0.960 (0.195)	0.938 (0.241)	0.985 (0.120)
Número de controles pre-natales a los que asistió	5.873 (3.058)	6.898 (2.663)	6.832 (2.835)	7.715 (2.330)
Madre asistió a control pre-natal en el 1er. trimestre de embarazo	0.651 (0.477)	0.691 (0.462)	0.687 (0.464)	0.701 (0.458)
Parto institucional	0.354 (0.478)	0.572 (0.495)	0.492 (0.500)	0.719 (0.450)
Parto en centros de salud MINSA / EsSalud	0.351 (0.477)	0.559 (0.497)	0.489 (0.500)	0.707 (0.455)
Parto atendido por personal médico	0.313 (0.464)	0.512 (0.500)	0.447 (0.497)	0.634 (0.482)
Observaciones	3,802	4,732	3,434	4,686

Notas: Desviaciones estándar reportadas en paréntesis. Los promedios mostrados para las variables de peso al nacer, bajo peso al nacer y peso al nacer en logaritmos corresponden al de observaciones con datos de este indicador. Las dos primeras columnas muestran las estadísticas descriptivas para niños nacidos en hogares elegibles (columna 1) y hogares no elegibles (columna 2) que nacieron antes de la fecha de llegada de JUNTOS al distrito (no estuvieron expuestos al Programa). Las últimas dos columnas muestran las estadísticas descriptivas para niños nacidos en hogares elegibles (columna 3) y hogares no elegibles (columna 4) que nacieron después de la fecha de llegada de JUNTOS al distrito (sí estuvieron expuestos al Programa). La información correspondiente a los controles pre-natales (la madre asistió a controles pre-natales, número de controles pre-natales a los que asistió, la madre asistió a control pre-natal en el primer trimestre de embarazo) se encuentran disponibles únicamente para el último niño nacido vivo. La información correspondiente a parto institucional y parto en centros de salud MINSA / EsSalud se encuentra disponible para todos los niños nacidos vivos durante los 5 años anteriores a la encuesta. Para los años 2004 y 2008, únicamente se cuenta con información de estos indicadores para el último niño nacido vivo. La información correspondiente al indicador de si el parto fue atendido por personal médico se encuentra disponible para todos los niños nacidos vivos durante los 5 años anteriores a la encuesta para todos los años de la ENDES. Los datos utilizados para el cálculo de las estadísticas descriptivas corresponden a la ENDES de los años 2004-2013.

Tabla 2
Estadísticas descriptivas de acuerdo a la afiliación a JUNTOS y fecha de nacimiento

Variable	Antes de la llegada de JUNTOS		Después de la llegada de JUNTOS	
	Beneficiarios	No beneficiarios	Beneficiarios	No beneficiarios
Peso al nacer (en gramos)	3111.437 (478.102)	3187.434 (596.079)	3104.971 (545.69)	3129.69 (542.373)
Bajo peso al nacer (peso al nacer < 2,500 gramos)	0.103 (0.306)	0.075 (0.264)	0.083 (0.276)	0.075 (0.264)
Peso al nacer (logs.)	8.030 (0.162)	8.047 (0.208)	8.024 (0.188)	8.033 (0.184)
Pequeño al nacimiento	0.216 (0.414)	0.272 (0.445)	0.268 (0.443)	0.267 (0.443)
Madre asistió a controles pre-natales	0.961 (0.196)	0.943 (0.232)	0.983 (0.131)	0.944 (0.230)
Número de controles pre-natales a los que asistió	7.316 (2.536)	6.824 (2.817)	7.667 (2.350)	6.976 (2.818)
Madre asistió a control pre-natal en el 1er. trimestre de embarazo	0.712 (0.456)	0.689 (0.463)	0.731 (0.443)	0.65 (0.477)
Parto institucional	0.414 (0.495)	0.526 (0.499)	0.624 (0.484)	0.621 (0.485)
Parto en centros de salud MINSA / EsSalud	0.414 (0.495)	0.515 (0.500)	0.622 (0.485)	0.605 (0.489)
Parto atendido por personal médico	0.378 (0.487)	0.479 (0.500)	0.55 (0.498)	0.559 (0.497)
Observaciones	2,111	3,096	4,529	3,426

Notas: Desviaciones estándar reportadas en paréntesis. Los promedios mostrados para las variables de peso al nacer, bajo peso al nacer y peso al nacer en logaritmos corresponden al de observaciones con datos de este indicador. Las dos primeras columnas muestran las estadísticas descriptivas para niños nacidos en hogares beneficiarios de JUNTOS (columna 1) y hogares no beneficiarios (columna 2) que nacieron antes de la fecha de llegada de JUNTOS al distrito (no estuvieron expuestos al Programa). Las últimas dos columnas muestran las estadísticas descriptivas para niños nacidos en hogares beneficiarios de JUNTOS (columna 3) y hogares no beneficiarios (columna 4) que nacieron después de la fecha de llegada de JUNTOS al distrito (sí estuvieron expuestos al Programa). La información correspondiente a los controles pre-natales (la madre asistió a controles pre-natales, número de controles pre-natales a los que asistió la madre, la madre asistió a control pre-natal en el primer trimestre de embarazo) se encuentran disponibles únicamente para el último niño nacido vivo. La información correspondiente a parto institucional y parto en centros de salud MINSA / EsSalud se encuentra disponible para todos los niños nacidos vivos durante los 5 años anteriores a la encuesta. Para el año 2008 únicamente se cuenta con información de estos indicadores para el último niño nacido vivo. La información correspondiente al indicador de si el parto fue atendido por personal médico se encuentra disponible para todos los niños nacidos vivos durante los 5 años anteriores a la encuesta para todos los años de la ENDES. Los datos utilizados para el cálculo de las estadísticas descriptivas corresponden a la ENDES de los años 2008-2013.

Tabla 3

Dobles diferencias (IdT): Efecto de JUNTOS en indicadores de salud neo-natal

Variable dependiente	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Bajo peso al nacer (N = 13,064)	-0.001 (0.012) [0.002]	0.003 (0.012) [0.004]	0.003 (0.012) [0.008]	0.004 (0.012) [0.011]	0.009 (0.013) [0.083]
Peso al nacer (gramos) (N = 13,064)	42.239 (26.245) [0.004]	29.244 (26.092) [0.008]	15.337 (25.837) [0.024]	6.912 (25.853) [0.040]	3.551 (27.020) [0.139]
Peso al nacer (logs.) (N = 13,064)	0.010 (0.009) [0.004]	0.006 (0.009) [0.007]	0.002 (0.009) [0.020]	-0.000 (0.009) [0.033]	-0.003 (0.009) [0.128]
Pequeño al nacimiento (N = 16,654)	0.008 (0.017) [0.002]	0.003 (0.017) [0.004]	0.005 (0.017) [0.011]	0.001 (0.017) [0.020]	0.007 (0.018) [0.086]
<u>Controles adicionales</u>					
Efectos fijos por año	No	Sí	Sí	Sí	Sí
Características de la madre	No	No	Sí	Sí	Sí
Características del niño	No	No	No	Sí	Sí
Efectos fijos por distrito	No	No	No	No	Sí

Notas: Cada entrada de la tabla proviene de una regresión independiente. Errores estándar agrupados al nivel de la unidad primaria de muestreo y año de entrevista reportados en paréntesis. R2 reportado en corchetes. El vector de características de la madre incluye indicadores de nivel educativo alcanzado (primaria incompleta, primaria completa, secundaria incompleta, secundaria completa, al menos un año de educación superior; categoría base: sin educación), indicadores de grupo de edad (15-24, 25-29, 30-34, 35-39, 40-49; categoría base: menor de 15 años), indicadores de etnicidad (lengua materna es: Quechua, otra lengua nativa; categoría base: lengua materna es Español o lengua extranjera), indicadores de estatura (menor a 1.5 metros, 1.5-1.6, 1.6+; categoría base: no tiene dato en estatura) y un indicador de si la madre reporta fumar cigarrillos al momento de la encuesta. El vector de características del niño incluye un indicador de sexo, indicadores de orden de nacimiento (2, 3, 4, 5+; categoría base: 1er. hijo) e indicadores de año de nacimiento. Los datos utilizados para las regresiones provienen de la ENDES de los años 2004-2013.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabla 4

Dobles diferencias (TeT): Efecto de JUNTOS en indicadores de salud neo-natal

Variable dependiente	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Bajo peso al nacer (N = 10,811)	-0.024 (0.035) [0.000]	-0.023 (0.036) [0.000]	-0.024 (0.036) [0.007]	-0.015 (0.036) [0.009]	-0.010 (0.038) [0.085]
Peso al nacer (gramos) (N = 10,811)	65.651 (61.238) [0.003]	56.167 (61.896) [0.006]	51.639 (60.820) [0.025]	19.122 (61.843) [0.042]	-37.211 (65.528) [0.148]
Peso al nacer (logs.) (N = 10,811)	0.014 (0.021) [0.002]	0.011 (0.021) [0.004]	0.010 (0.021) [0.021]	-0.001 (0.021) [0.035]	-0.014 (0.022) [0.135]
Pequeño al nacimiento (N = 13,162)	0.035 (0.050) [0.000]	0.029 (0.050) [0.002]	0.030 (0.050) [0.010]	0.034 (0.050) [0.018]	0.014 (0.051) [0.093]
<u>Controles adicionales</u>					
Efectos fijos por año	No	Sí	Sí	Sí	Sí
Características de la madre	No	No	Sí	Sí	Sí
Características del niño	No	No	No	Sí	Sí
Efectos fijos por distrito	No	No	No	No	Sí

Notas: Cada entrada de la tabla proviene de una regresión independiente. Errores estándar agrupados al nivel de la unidad primaria de muestreo y año de entrevista reportados en paréntesis. R2 reportado en corchetes. Ver Tabla 3 para mayor detalle de las variables de control. Los datos utilizados para las regresiones provienen de la ENDES de los años 2008-2013.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabla 5

Efectos fijos por madre: Efecto de JUNTOS en la salud neo-natal

	Bajo peso al nacer		Peso al nacer (gramos)		Peso al nacer (logs.)		Pequeño al nacimiento	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Expuesto a JUNTOS durante la gestación	0.002 (0.033) [0.651]	-0.009 (0.059) [0.663]	84.710 (60.826) [0.695]	87.098 (120.181) [0.709]	0.029 (0.021) [0.703]	0.025 (0.041) [0.715]	-0.033 (0.038) [0.622]	-0.036 (0.063) [0.634]
<u>Controles adicionales</u>								
Características del niño	No	Sí	No	Sí	No	Sí	No	Sí
Observaciones	1,897	1,897	1,897	1,897	1,897	1,897	2,458	2,458

Notas: Cada entrada de la tabla proviene de una regresión independiente. Errores estándar agrupados al nivel de la unidad primaria de muestreo y año de entrevista reportados en paréntesis. R2 reportado en corchetes. El vector de características del niño incluye un indicador de sexo, indicadores de orden de nacimiento (2, 3, 4, 5+; categoría base: 1er. hijo) e indicadores de año de nacimiento. Los datos utilizados para las regresiones provienen de la ENDES de los años 2008-2013.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabla 6

Variables instrumentales: Efecto de JUNTOS en la salud neo-natal

Variable dependiente	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Bajo peso al nacer	0.065 (0.161) {10,811}	0.078 (0.165) {10,811}	0.060 (0.132) {10,811}	0.070 (0.125) {10,811}	0.145 (0.141) {10,811}
Peso al nacer (gramos)	172.196 (358.013) {10,811}	115.198 (366.945) {10,811}	-17.065 (291.322) {10,811}	-126.723 (273.820) {10,811}	-187.599 (297.436) {10,811}
Peso al nacer (logs.)	0.005 (0.122) {10,811}	-0.013 (0.125) {10,811}	-0.042 (0.101) {10,811}	-0.075 (0.095) {10,811}	-0.110 (0.106) {10,811}
Pequeño al nacimiento	0.330 (0.321) {13,162}	0.298 (0.333) {13,162}	0.269 (0.261) {13,162}	0.203 (0.249) {13,162}	0.400 (0.265) {13,162}
<u>Controles adicionales</u>					
Efectos fijos por año	No	Sí	Sí	Sí	Sí
Características de la madre	No	No	Sí	Sí	Sí
Características del niño	No	No	No	Sí	Sí
Efectos fijos por distrito	No	No	No	No	Sí

Notas: Cada entrada de la tabla proviene de una regresión independiente. Errores estándar agrupados al nivel de la unidad primaria de muestreo y año de entrevista reportados en paréntesis. Ver Tabla 3 para mayor detalle de las variables de control. Los datos utilizados para las regresiones provienen de la ENDES de los años 2008-2012.
 *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabla 7

Dobles diferencias (IdT - TeT): Efecto de JUNTOS en indicadores de salud neo-natal por trimestre de gestación

Trimestre de gestación	Variable dependiente							
	Bajo peso al nacer		Peso al nacer (gramos)		Peso al nacer (logs.)		Pequeño al nacimiento	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Antes de la concepción	0.011 (0.013)	-0.011 (0.038)	-0.428 (28.201)	-32.333 (65.916)	-0.005 (0.010)	-0.013 (0.022)	0.006 (0.019)	0.008 (0.051)
1er. Trimestre	-0.015 (0.032)	0.013 (0.047)	50.374 (61.943)	-39.525 (81.610)	0.013 (0.021)	-0.017 (0.028)	0.044 (0.044)	0.050 (0.066)
2do. Trimestre	0.057 (0.043)	0.015 (0.055)	-43.568 (72.356)	-209.279 (153.739)	-0.013 (0.026)	-0.068* (0.037)	0.028 (0.053)	0.118* (0.071)
3er. Trimestre	-0.021 (0.038)	-0.084 (0.059)	39.651 (72.086)	59.406 (115.489)	0.019 (0.029)	0.031 (0.047)	-0.031 (0.053)	-0.050 (0.079)
<u>Controles adicionales</u>								
Efectos fijos por año	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Características de la madre	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Características del niño	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Efectos fijos por distrito	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
R2	0.083	0.086	0.139	0.148	0.128	0.136	0.087	0.094
Observaciones	13,064	10,811	13,064	10,811	13,064	10,811	16,654	13,162

Notas: Cada columna de la tabla proviene de una regresión independiente. Errores estándar agrupados al nivel de la unidad primaria de muestreo y año de entrevista reportados en paréntesis. R2 reportado en corchetes. La variable “Antes de la concepción” corresponde a un indicador que toma el valor de 1 si JUNTOS fue desplegado en el distrito 10 meses (40 semanas) antes del mes y año de nacimiento del niño. Las variables “1er. Trimestre”, “2do. Trimestre” y “3er. Trimestre” corresponden a indicadores de si JUNTOS fue desplegado en el distrito entre 10 y 7 meses, 6 y 4 meses y 3 y 0 meses previos a la fecha de nacimiento del niño, respectivamente. La categoría base corresponde al indicador de que JUNTOS fue desplegado en el distrito después del nacimiento del niño. Ver Tabla 3 para mayor detalle de las variables de control. Los datos utilizados para las regresiones de dobles diferencias (IdT) en las columnas 1, 3, 5 y 7 provienen de la ENDES de los años 2004-2013. Los datos utilizados para las regresiones de dobles diferencias (TeT) en las columnas 2, 4, 6 y 8 provienen de la ENDES de los años 2008-2013.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabla 8

Dobles diferencias (IdT): Efecto de JUNTOS en indicadores de cuidado pre-natal

Variable dependiente	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Asistió a controles pre-natales (N = 13,049)	0.030*** (0.011) [0.024]	0.027** (0.011) [0.028]	0.036*** (0.011) [0.048]	0.038*** (0.011) [0.054]	0.032*** (0.010) [0.178]
Control pre-natal en el 1er. trimestre de embarazo (N = 12,419)	0.036* (0.020) [0.002]	0.030 (0.021) [0.004]	0.038* (0.020) [0.017]	0.049** (0.020) [0.029]	0.053** (0.022) [0.118]
Número de controles (N = 13,049)	0.324** (0.136) [0.053]	0.161 (0.136) [0.069]	0.310** (0.128) [0.107]	0.363*** (0.127) [0.121]	0.250** (0.118) [0.269]
Parto institucional (N = 15,535)	-0.003 (0.024) [0.062]	-0.023 (0.024) [0.069]	0.005 (0.023) [0.131]	-0.002 (0.023) [0.155]	0.004 (0.019) [0.395]
Parto en centros de salud MINSA / EsSalud (N = 15,535)	-0.004 (0.024) [0.057]	-0.024 (0.024) [0.063]	0.005 (0.023) [0.122]	-0.002 (0.023) [0.143]	0.010 (0.020) [0.386]
Parto atendido por personal médico (N = 16,669)	0.017 (0.023) [0.049]	-0.003 (0.023) [0.058]	0.021 (0.022) [0.097]	0.016 (0.022) [0.120]	0.022 (0.019) [0.308]
<u>Controles adicionales</u>					
Efectos fijos por año	No	Sí	Sí	Sí	Sí
Características de la madre	No	No	Sí	Sí	Sí
Características del niño	No	No	No	Sí	Sí
Efectos fijos por distrito	No	No	No	No	Sí

Notas: Cada entrada de la tabla proviene de una regresión independiente. Errores estándar agrupados al nivel de la unidad primaria de muestreo y año de entrevista reportados en paréntesis. R2 reportado en corchetes. Ver Tabla 3 para mayor detalle de las variables de control. Los datos utilizados para las regresiones provienen de la ENDES de los años 2004-2013. Los indicadores de asistencia a controles pre-natales, control pre-natal en el primer trimestre de embarazo y el número de controles pre-natales se encuentran disponibles en la ENDES únicamente para el último niño nacido vivo (hijo menor). La muestra utilizada para las regresiones de dobles diferencias (IdT) del indicador de asistencia al control pre-natal durante el primer trimestre de embarazo incluye únicamente a las madres que respondieron haber asistido al menos una vez a controles pre-natales durante el periodo gestacional. Los indicadores de parto institucional, parto en centros de salud MINSA / EsSalud y parto atendido por personal médico se encuentran disponibles para todos los niños nacidos vivos durante los cinco años anteriores a la encuesta. En los años 2004 y 2008 sólo se incluyó información del último niño nacido vivo (hijo menor) para los indicadores de parto institucional y parto en centros de salud MINSA / EsSalud.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabla 9

Dobles diferencias (TeT): Efecto de JUNTOS en indicadores de cuidado pre-natal

Variable dependiente	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Asistió a controles pre-natales (N = 10,428)	0.006 (0.025) [0.009]	0.005 (0.025) [0.010]	0.014 (0.025) [0.037]	0.018 (0.025) [0.045]	0.029 (0.027) [0.183]
Control pre-natal en el 1er. trimestre de embarazo (N = 10,009)	0.092 (0.063) [0.004]	0.086 (0.063) [0.006]	0.070 (0.061) [0.019]	0.067 (0.062) [0.031]	0.038 (0.066) [0.124]
Número de controles (N = 10,428)	0.305 (0.354) [0.016]	0.198 (0.346) [0.025]	0.298 (0.347) [0.074]	0.285 (0.348) [0.090]	0.487 (0.330) [0.252]
Parto institucional (N = 12,909)	0.080 (0.054) [0.009]	0.072 (0.054) [0.012]	0.115** (0.052) [0.102]	0.125** (0.051) [0.127]	0.122*** (0.043) [0.395]
Parto en centros de salud MINSA / EsSalud (N = 12,909)	0.083 (0.054) [0.009]	0.076 (0.054) [0.011]	0.118** (0.052) [0.096]	0.126** (0.051) [0.119]	0.125*** (0.043) [0.388]
Parto atendido por personal médico (N = 13,171)	0.074 (0.052) [0.006]	0.069 (0.052) [0.008]	0.106** (0.052) [0.065]	0.115** (0.052) [0.090]	0.102** (0.045) [0.303]
<u>Controles adicionales</u>					
Efectos fijos por año	No	Sí	Sí	Sí	Sí
Características de la madre	No	No	Sí	Sí	Sí
Características del niño	No	No	No	Sí	Sí
Efectos fijos por distrito	No	No	No	No	Sí

Notas: Cada entrada de la tabla proviene de una regresión independiente. Errores estándar agrupados al nivel de la unidad primaria de muestreo y año de entrevista reportados en paréntesis. R2 reportado en corchetes. Ver Tabla 3 para mayor detalle de las variables de control. Ver Tabla 9 para mayor detalle en cuanto al número de observaciones para cada uno de los indicadores de resultado. Los datos utilizados para las regresiones provienen de la ENDES de los años 2008-2013.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabla 10

Efectos fijos por madre: Efecto de JUNTOS en el cuidado pre-natal

	Variable dependiente					
	Parto institucional		Parto en centros de salud MINSA / EsSalud		Parto atendido por personal médico	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Expuesto a JUNTOS durante la gestación	0.152*** (0.045) [0.818]	0.073 (0.074) [0.822]	0.152*** (0.045) [0.820]	0.073 (0.074) [0.824]	0.084** (0.038) [0.746]	0.043 (0.060) [0.752]
<u>Controles adicionales</u>						
Características del niño	No	Sí	No	Sí	No	Sí
Observaciones	2,312	2,312	2,312	2,312	2,459	2,459

Notas: Cada entrada de la tabla proviene de una regresión independiente. Errores estándar agrupados al nivel de la unidad primaria de muestreo y año de entrevista reportados en paréntesis. R2 reportado en corchetes. El vector de características del niño incluye un indicador de sexo, indicadores de orden de nacimiento (2, 3, 4, 5+; categoría base: 1er. hijo) e indicadores de año de nacimiento. Los datos utilizados para las regresiones provienen de la ENDES de los años 2008-2013.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabla 11

Variables instrumentales: Efecto de JUNTOS en el cuidado pre-natal

Variable dependiente	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Asistió a controles pre-natales	0.444** (0.216) {10,428}	0.465** (0.222) {10,428}	0.486*** (0.188) {10,428}	0.479*** (0.177) {10,428}	0.257* (0.154) {10,428}
Control pre-natal en el 1er. Trimestre de embarazo	0.206 (0.296) {10,009}	0.190 (0.299) {10,009}	0.219 (0.258) {10,009}	0.344 (0.244) {10,009}	0.396 (0.270) {10,009}
Número de controles	2.329 (2.386) {10,428}	2.170 (2.392) {10,428}	3.468* (2.004) {10,428}	3.855** (1.872) {10,428}	1.916 (1.664) {10,428}
Parto institucional	-0.128 (0.430) {12,909}	-0.148 (0.453) {12,909}	0.267 (0.343) {12,909}	0.094 (0.311) {12,909}	0.146 (0.283) {12,909}
Parto en centros de salud MINSA / EsSalud	-0.186 (0.433) {12,909}	-0.209 (0.457) {12,909}	0.230 (0.342) {12,909}	0.076 (0.312) {12,909}	0.183 (0.286) {12,909}
Parto atendido por personal médico	-0.048 (0.411) {13,171}	0.019 (0.428) {13,171}	0.339 (0.336) {13,171}	0.213 (0.305) {13,171}	0.302 (0.280) {13,171}
<u>Controles adicionales</u>					
Efectos fijos por año	No	Sí	Sí	Sí	Sí
Características de la madre	No	No	Sí	Sí	Sí
Características del niño	No	No	No	Sí	Sí
Efectos fijos por distrito	No	No	No	No	Sí

Notas: Cada entrada de la tabla proviene de una regresión independiente. Errores estándar agrupados al nivel de la unidad primaria de muestreo y año de entrevista reportados en paréntesis. Ver Tabla 3 para mayor detalle de las variables de control. Ver Tabla 9 para mayor detalle en cuanto al número de observaciones para cada uno de los indicadores de resultado. Los datos utilizados para las regresiones provienen de la ENDES de los años 2008-2013.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabla 12

DD (IdT y TeT): Análisis de sensibilidad de los resultados

Variable dependiente	Semana de embarazo a la llegada de JUNTOS				Distancia temporal entre el nacimiento y la entrevista				Agregando ámbito urbano			
	Semana 14		Semana 1		12 meses o menos		24 meses o menos		Sólo urbano		Urbano y rural	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
Bajo peso al nacer	0.007 (0.013) [0.082] {13,064}	0.021 (0.020) [0.081] {12,625}	0.011 (0.012) [0.082] {13,064}	0.013 (0.018) [0.081] {12,625}	-0.021 (0.034) [0.233] {2,778}	0.129*** (0.046) [0.229] {2,684}	-0.013 (0.024) [0.156] {5,482}	0.031 (0.059) [0.144] {5,291}	-0.058 (0.045) [0.063] {4,667}	0.071*** (0.023) [0.060] {4,574}	0.006 (0.012) [0.067] {17,731}	-0.006 (0.031) [0.066] {17,199}
Peso al nacer (gramos)	3.720 (26.390) [0.139] {13,064}	0.245 (37.592) [0.139] {12,625}	-2.089 (26.232) [0.139] {13,064}	-0.301 (34.981) [0.139] {12,625}	55.509 (74.125) [0.305] {2,778}	-199.933 (250.080) [0.300] {2,684}	8.678 (45.980) [0.216] {5,482}	-103.326 (146.646) [0.213] {5,291}	77.469 (90.123) [0.113] {4,667}	50.695 (121.492) [0.111] {4,574}	5.498 (24.010) [0.122] {17,731}	-19.617 (56.549) [0.123] {17,199}
Peso al nacer (logs.)	-0.004 (0.009) [0.128] {13,064}	-0.006 (0.013) [0.128] {12,625}	-0.006 (0.009) [0.128] {13,064}	-0.005 (0.012) [0.128] {12,625}	0.017 (0.025) [0.283] {2,778}	-0.090 (0.084) [0.278] {2,684}	0.002 (0.016) [0.198] {5,482}	-0.037 (0.047) [0.195] {5,291}	0.028 (0.029) [0.104] {4,667}	0.003 (0.041) [0.101] {4,574}	-0.001 (0.008) [0.113] {17,731}	-0.010 (0.019) [0.113] {17,199}
Pequeño al nacimiento	0.009 (0.018) [0.086] {16,654}	-0.005 (0.028) [0.088] {15,889}	0.007 (0.018) [0.086] {16,654}	-0.007 (0.025) [0.088] {15,889}	-0.025 (0.048) [0.250] {3,376}	0.123 (0.230) [0.247] {3,216}	-0.033 (0.031) [0.162] {6,727}	-0.015 (0.149) [0.162] {6,404}	0.058 (0.071) [0.085] {5,020}	-0.406* (0.207) [0.085] {4,911}	0.012 (0.016) [0.078] {21,674}	-0.040 (0.055) [0.080] {20,800}

Notas: Cada entrada de la tabla proviene de una regresión independiente. Errores estándar agrupados al nivel de la unidad primaria de muestreo y año de entrevista reportados en paréntesis. R2 reportado en corchetes. Número de observaciones reportado en llaves. Todas las regresiones incluyen las siguientes variables de control: efectos fijos por año, efectos fijos por distrito, características de la madre y características del niño. Ver Tabla 3 para mayor detalle de las variables de control. En las columnas 1, 2, 3 y 4 se varía el número de meses en las que el niño fue expuesto a JUNTOS durante el periodo gestacional. Para las columnas 1 y 2, la variable de exposición es una dicotómica que toma el valor de 1 si es que JUNTOS llegó al distrito al menos 6 meses antes del nacimiento del niño (semana 12 del embarazo para niños con periodo gestacional regular y exposición completa para niños setemesinos). Para las columnas 3 y 4, la variable de exposición es una dicotómica que toma el valor de 1 si es que JUNTOS llegó al distrito al menos 9 meses antes del nacimiento del niño (exposición completa para niños con periodo gestacional regular y prematuros). En las columnas 5, 6, 7 y 8 se incluyen en la muestra únicamente a los niños para los cuales la distancia temporal entre la fecha de su nacimiento y la fecha en que se llevó a cabo la encuesta es menor de 12 meses (columnas 5 y 6) o menor de 24 meses (columnas 7 y 8). En las columnas 9 y 10 se incluyen en la muestra únicamente a niños que reportan residir en el ámbito geográfico urbano, mientras que en las columnas 11 y 12 se incluyen en la muestra a los niños que residen tanto en el ámbito geográfico urbano como también en el rural. Las columnas con numeración impar muestran los efectos de JUNTOS en la variable dependiente correspondiente a partir del modelo de dobles diferencias - IdT, mientras que las columnas con numeración par muestran dichos efectos a partir del modelo de dobles diferencias - TeT. Los datos utilizados para las regresiones mostradas en las columnas con numeración impar provienen de la ENDES de los años 2004-2013, mientras que los datos utilizados para las regresiones mostradas en las columnas pares provienen de la ENDES de los años 2008-2013.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabla 13

Variables instrumentales: Análisis de sensibilidad de los resultados

Variable dependiente	Semana de embarazo a la llegada de JUNTOS		Distancia temporal entre el nacimiento y la entrevista		Agregando ámbito urbano	
	Semana 14	Semana 1	12 meses o menos	24 meses o menos	Sólo urbano	Urbano y rural
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Bajo peso al nacer	0.079 (0.161) {12,625}	0.147 (0.173) {12,625}	-0.179 (0.542) {2,684}	-0.154 (0.336) {5,291}	-0.503 (0.423) {4,574}	0.044 (0.073) {17,199}
Peso al nacer (gramos)	90.532 (338.039) {12,625}	13.493 (368.371) {12,625}	804.352 (753.132) {2,684}	162.789 (653.531) {5,291}	681.369 (804.453) {4,574}	63.576 (150.698) {17,199}
Peso al nacer (logs.)	-0.038 (0.117) {12,625}	-0.071 (0.129) {12,625}	0.233 (0.416) {2,684}	0.033 (0.226) {5,291}	0.252 (0.267) {4,574}	0.002 (0.052) {17,199}
Pequeño al nacimiento	0.194 (0.301) {15,889}	0.163 (0.327) {15,889}	-0.276 (0.285) {3,216}	-0.297 (0.226) {6,404}	0.464 (0.552) {4,911}	0.090 (0.116) {20,800}
Controles adicionales						
Efectos fijos por año	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Características de la madre	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Características del niño	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Efectos fijos por distrito	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí

Notas: Cada entrada de la tabla proviene de una regresión independiente. Errores estándar agrupados al nivel de la unidad primaria de muestreo y año de entrevista reportados en paréntesis. Número de observaciones reportado en llaves. Ver Tabla 3 para mayor detalle de las variables de control. En las columnas 1 y 2 se varía el número de meses en las que el niño fue expuesto a JUNTOS durante el periodo gestacional. Para la columna 1, la variable de exposición es una dicotómica que toma el valor de 1 si es que JUNTOS llegó al distrito al menos 6 meses antes del nacimiento del niño (semana 12 del embarazo para niños con periodo gestacional regular y exposición completa para niños sietemesinos). Para la columna 2, la variable de exposición es una dicotómica que toma el valor de 1 si es que JUNTOS llegó al distrito al menos 9 meses antes del nacimiento del niño (exposición completa para niños con periodo gestacional regular y prematuros). En las columnas 3 y 4 se incluyen en la muestra únicamente a los niños para los cuales la distancia temporal entre la fecha de su nacimiento y la fecha en que se llevó a cabo la encuesta es menor de 12 meses (columna 3) o menor de 24 meses (columna 4). En las columna 5 se incluyen en la muestra únicamente a niños que reportan residir en el ámbito geográfico urbano, mientras que en la columna 6 se incluyen en la muestra a los niños que residen tanto en el ámbito geográfico urbano como también en el rural. Los datos utilizados para las regresiones mostradas provienen de la ENDES de los años 2008-2013.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabla 14

Efectos fijos por madre: Análisis de sensibilidad de los resultados

Variable dependiente	Semana de embarazo a la llegada de JUNTOS		Agregando ámbito urbano		Fecha de nacimiento del hermano menor	
	Semana 14	Semana 1	Sólo urbano	Urbano y rural	Al menos 12 meses	Al menos 24 meses
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Bajo peso al nacer	0.012 (0.053) [0.663] {1,897}	0.011 (0.057) [0.663] {1,897}	0.052 (0.070) [0.478] {190}	0.007 (0.030) [0.640] {2,087}	-0.125 (0.102) [0.682] {464}	-0.145 (0.124) [0.690] {439}
Peso al nacer (gramos)	81.586 (106.836) [0.709] {1,897}	60.379 (116.575) [0.708] {1,897}	-223.195 (161.546) [0.620] {190}	51.063 (58.250) [0.687] {2,087}	234.657 (250.719) [0.737] {464}	117.308 (242.774) [0.732] {439}
Peso al nacer (logs.)	0.026 (0.035) [0.716] {1,897}	0.017 (0.040) [0.715] {1,897}	-0.065 (0.045) [0.607] {190}	0.019 (0.020) [0.696] {2,087}	0.071 (0.086) [0.727] {464}	0.028 (0.088) [0.730] {439}
Pequeño al nacimiento	-0.051 (0.063) [0.634] {2,458}	0.082 (0.068) [0.635] {2,458}	0.093 (0.118) [0.616] {206}	-0.022 (0.037) [0.621] {2,664}	-0.041 (0.153) [0.663] {588}	0.017 (0.165) [0.629] {539}

Notas: Cada entrada de la tabla proviene de una regresión independiente. Errores estándar agrupados al nivel de la unidad primaria de muestreo y año de encuesta reportados en paréntesis. R2 reportado en corchetes. Número de observaciones reportado en llaves. Todas las regresiones incluyen un indicador de sexo del niño, indicadores de orden de nacimiento (2, 3, 4, 5+; categoría base: 1er. hijo) e indicadores de año de nacimiento del niño como variables de control. En las columnas 1 y 2 se varía el número de meses en las que el niño fue expuesto a JUNTOS durante el periodo gestacional. Para la columna 1, la variable de exposición es una dicotómica que toma el valor de 1 si es que JUNTOS llegó al distrito al menos 6 meses antes del nacimiento del niño (semana 12 del embarazo para niños con periodo gestacional regular y exposición completa para niños sietemesinos). Para la columna 2, la variable de exposición es una dicotómica que toma el valor de 1 si es que JUNTOS llegó al distrito al menos 9 meses antes del nacimiento del niño (exposición completa para niños con periodo gestacional regular y prematuros). En la columna 3 se incluyen en la muestra únicamente a niños que reportan residir en el ámbito geográfico urbano, mientras que en la columna 4 se incluyen en la muestra a los niños que residen tanto en el ámbito geográfico urbano como también en el rural. En la columna 5 se incluyen en la muestra únicamente a parejas de hermanos para las cuales se observa que el hermano menor nació al menos 12 meses después de la fecha de llegada de JUNTOS al distrito y 6 a lo sumo 6 meses antes de la fecha de entrevista. En la columna 6 se incluyen en la muestra únicamente a parejas de hermanos para las cuales se observa que el hermano menor nació al menos 24 meses después de la fecha de llegada de JUNTOS al distrito y 6 a lo sumo 6 meses antes de la fecha de entrevista. Los datos utilizados para las regresiones mostradas provienen de la ENDES de los años 2008-2013.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabla 15

Dobles diferencias (IdT y TeT): Cumplimiento de protocolo MINSA de atención de controles pre-natales

Variable dependiente	Intención de tratamiento					Tratamiento en los tratados				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
Gestante fue pesada	0.009 (0.006) [0.002] {12,419}	0.005 (0.006) [0.005] {12,419}	0.007 (0.006) [0.011] {12,419}	0.007 (0.006) [0.011] {12,419}	0.008 (0.007) [0.115] {12,419}	-0.004 (0.004) [0.001] {10,009}	-0.005 (0.004) [0.001] {10,009}	-0.000 (0.004) [0.009] {10,009}	0.000 (0.004) [0.009] {10,009}	0.005 (0.006) [0.109] {10,009}
Se tomaron muestras de sangre	0.038 (0.024) [0.031] {12,419}	0.006 (0.023) [0.056] {12,419}	0.014 (0.023) [0.068] {12,419}	0.015 (0.023) [0.069] {12,419}	-0.004 (0.021) [0.260] {12,419}	0.071 (0.067) [0.004] {10,009}	0.042 (0.067) [0.024] {10,009}	0.068 (0.068) [0.042] {10,009}	0.070 (0.068) [0.044] {10,009}	0.029 (0.052) [0.252] {10,009}
Se tomaron muestras de orina	0.003 (0.022) [0.025] {12,419}	-0.021 (0.021) [0.044] {12,419}	-0.016 (0.021) [0.056] {12,419}	-0.015 (0.021) [0.058] {12,419}	-0.040* (0.020) [0.227] {12,419}	0.144** (0.064) [0.004] {10,009}	0.114* (0.063) [0.022] {10,009}	0.136** (0.063) [0.039] {10,009}	0.138** (0.063) [0.041] {10,009}	0.091 (0.058) [0.231] {10,009}
Se midió la presión arterial	0.003 (0.006) [0.004] {12,419}	0.000 (0.006) [0.009] {12,419}	0.003 (0.005) [0.014] {12,419}	0.003 (0.005) [0.014] {12,419}	-0.001 (0.006) [0.089] {12,419}	-0.008** (0.004) [0.000] {10,009}	-0.008** (0.004) [0.001] {10,009}	-0.005 (0.004) [0.008] {10,009}	-0.005 (0.004) [0.008] {10,009}	-0.003 (0.009) [0.089] {10,009}
Se proveyeron suplementos de hierro	0.037* (0.020) [0.035] {12,419}	0.002 (0.020) [0.056] {12,419}	0.017 (0.019) [0.075] {12,419}	0.018 (0.019) [0.076] {12,419}	0.023 (0.019) [0.202] {12,419}	0.005 (0.058) [0.015] {10,009}	-0.012 (0.057) [0.023] {10,009}	-0.000 (0.056) [0.046] {10,009}	-0.000 (0.056) [0.048] {10,009}	0.007 (0.055) [0.181] {10,009}
Se aplicó vacuna antitetánica	0.108** (0.044) [0.002] {12,419}	0.096** (0.042) [0.008] {12,419}	0.104** (0.042) [0.012] {12,419}	0.102** (0.042) [0.013] {12,419}	0.107** (0.042) [0.140] {12,419}	-0.019 (0.128) [0.002] {10,009}	-0.045 (0.127) [0.006] {10,009}	-0.076 (0.128) [0.010] {10,009}	-0.071 (0.128) [0.010] {10,009}	0.026 (0.121) [0.147] {10,009}
Controles adicionales										
Efectos fijos por año	No	Sí	Sí	Sí	Sí	No	Sí	Sí	Sí	Sí
Características de la madre	No	No	Sí	Sí	Sí	No	No	Sí	Sí	Sí
Número de embarazo	No	No	No	Sí	Sí	No	No	No	Sí	Sí
Efectos fijos por distrito	No	No	No	No	Sí	No	No	No	No	Sí

Notas: Cada entrada de la tabla proviene de una regresión independiente. Errores estándar agrupados al nivel de la unidad primaria de muestreo y año de entrevista reportados en paréntesis. R2 reportado en corchetes. Número de observaciones reportado en llaves. Ver Tabla 3 para mayor detalle de las variables de control. Las columnas 1, 2, 3, 4 y 5 muestran los resultados para el modelo de dobles diferencias (IdT). Los datos utilizados para estas regresiones provienen de la ENDES de los años 2004-2013. Las columnas 6, 7, 8, 9 y 10 muestran los resultados para el modelo de dobles diferencias (TeT). Los datos utilizados para estas regresiones provienen de la ENDES de los años 2008-2013. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabla 16

Variables instrumentales: Cumplimiento de protocolo MINSA de atención de controles pre-natales

Variable dependiente	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Gestante fue pesada	0.020 (0.083) {10,009}	0.022 (0.084) {10,009}	0.035 (0.075) {10,009}	0.033 (0.072) {10,009}	0.025 (0.074) {10,009}
Se tomaron muestras de sangre	0.114 (0.335) {10,009}	0.025 (0.332) {10,009}	0.120 (0.284) {10,009}	0.118 (0.271) {10,009}	-0.284 (0.247) {10,009}
Se tomaron muestras de orina	-0.073 (0.306) {10,009}	-0.178 (0.304) {10,009}	-0.099 (0.258) {10,009}	-0.094 (0.247) {10,009}	-0.510** (0.244) {10,009}
Se midió la presión arterial	-0.019 (0.078) {10,009}	-0.009 (0.079) {10,009}	0.013 (0.067) {10,009}	0.012 (0.065) {10,009}	-0.003 (0.057) {10,009}
Se proveyeron suplementos de hierro	0.090 (0.317) {10,009}	0.013 (0.322) {10,009}	0.189 (0.263) {10,009}	0.184 (0.247) {10,009}	0.036 (0.249) {10,009}
Se aplicó vacuna antitetánica	0.486 (0.678) {10,009}	0.395 (0.682) {10,009}	0.400 (0.568) {10,009}	0.357 (0.543) {10,009}	0.861 (0.564) {10,009}
<u>Controles adicionales</u>					
Efectos fijos por año	No	Sí	Sí	Sí	Sí
Características de la madre	No	No	Sí	Sí	Sí
Número de embarazo	No	No	No	Sí	Sí
Efectos fijos por distrito	No	No	No	No	Sí

Notas: Cada entrada de la tabla proviene de una regresión independiente. Errores estándar agrupados al nivel de la unidad primaria de muestreo y año de entrevista reportados en paréntesis. Número de observaciones reportado en llaves. Ver Tabla 3 para mayor detalle de las variables de control. Los datos utilizados para estas regresiones provienen de la ENDES de los años 2008-2013.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Anexo A: Réplica del índice de focalización de hogares y construcción del indicador de elegibilidad

El índice de focalización de hogares ha sido replicado en estudios anteriores que evalúan el efecto de JUNTOS en la nutrición infantil (Sánchez y Jaramillo 2012), consumo, ingresos y bienestar del hogar (Perova y Vakis 2012), acumulación de activos productivos (del Pozo y Guzmán 2011) y bienestar infantil (Escobal y Benítez 2012). El algoritmo para el cálculo del índice de focalización de hogares se basa en un modelo Logit que mide la probabilidad de que el hogar se encuentre en estado de pobreza monetaria a partir de características observables del hogar.

Para el cálculo de índice de focalización, se emplearon datos de un pool de observaciones del periodo 2001-2004 de la Encuesta Nacional de Hogares (ENAH) elaborada por el INEI. Es preciso señalar que la encuesta utilizada en el presente estudio, ENDES, no contiene la totalidad de variables incluidas en la ENAH, por lo que ha sido necesario realizar algunas modificaciones que simulen de la manera más parecida, las variables que se recogen en la ENAH. La Tabla A1 describe las variables utilizadas para el algoritmo del cálculo del índice de focalización de hogares, la disponibilidad en la ENDES y las modificaciones realizadas para la replicación del índice de focalización de hogares.

Tabla A1

Variables utilizadas para la construcción del índice de focalización de hogares

Variable	Definición	Disponibilidad en la ENDES	Modificaciones realizadas
analf_m	Porcentaje de mujeres adultas analfabetas dentro del hogar	Sí	Se considera mujer analfabeta si no tiene educación primaria
edu_men	Porcentaje de menores de edad que asisten a algún programa de enseñanza regular dentro del hogar	Sí	-
combust0	Acceso a fuentes industriales de combustible industriales para cocinar (gas, electricidad, kerosene)	Sí	-
no equip	Número de artefactos ausentes en el hogar (televisor a blanco y negro, televisor a color, refrigeradora, plancha eléctrica, cocina a gas, vehículo motorizado y vehículo a pedal)	No se recoge información de la existencia de televisor a blanco y negro	Se duplica la existencia de televisor a color
serv3	Tenencia de servicio de alumbrado, agua y servicios higiénicos en el hogar	Sí	-
tipom2	Grupo de viviendas tipo 2	Sí	-
tipom3	Grupo de viviendas tipo 3	Sí	-
tipom4	Grupo de viviendas tipo 4	Sí	-

Notas: Los grupos de viviendas se construyen a partir de combinaciones del material del piso, techo y paredes de la vivienda encuestada.

Una vez construidas las variables, la muestra que fue utilizada originalmente para la estimación del modelo Logit fue restringida de acuerdo a la población objetivo del Programa. En particular, únicamente hogares con la presencia de niños menores de 14 años y mujeres gestantes fueron consideradas para las regresiones. En el caso del presente estudio, debido a que la muestra de trabajo queda compuesta por hogares con la presencia de niños menores de 5 años, todas las observaciones pertenecen a la población objetivo, de tal manera que ningún tipo de restricción de datos es necesaria.

Las variables resultantes para cada hogar son posteriormente multiplicadas por sus respectivos coeficientes de acuerdo a la siguiente ecuación:

$$\begin{aligned}
 X\beta = & -1.3461 + 1.1832(analf_m) + 0.2276(edu_men) - 0.7624(combust0) \\
 & + 0.4446(no_equip) - 0.3769(serv3) - 0.2593(tipom2) - 0.8584(tipom3) \\
 & - 1.3172(tipom4)
 \end{aligned}
 \tag{A1}$$

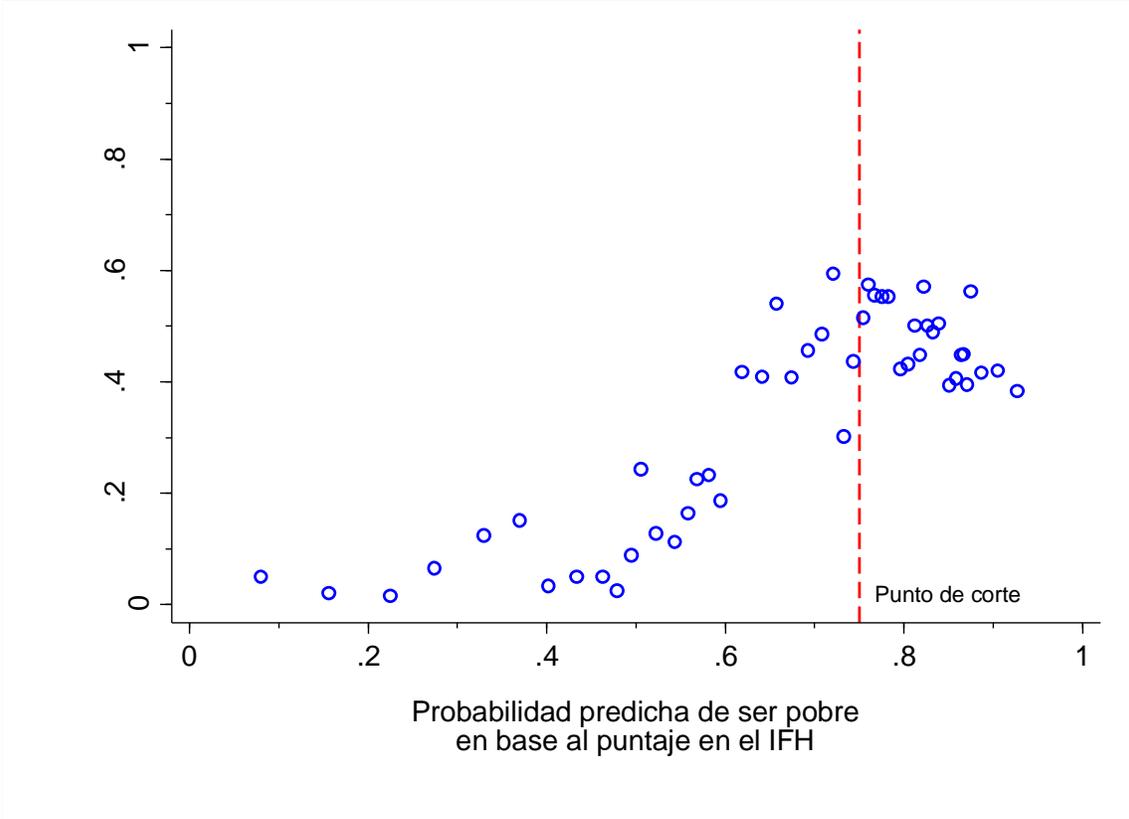
En esta ecuación, $X\beta$ representa el índice de pobreza en base a las características observables, al cual le corresponde un valor probabilístico que puede ser obtenido aplicando la siguiente fórmula: $p(X\beta) = 1/[1 + \exp(-X\beta)]$. Un hogar es considerado elegible para ser beneficiario de JUNTOS si es que la probabilidad asociada al índice de pobreza en base a las características observables es mayor o igual que 0.7567447. Este umbral fue elegido por la administración del Programa basados en la tasa de pobreza en zonas rurales del país.

A modo de brindar evidencia de la consistencia en la construcción de este índice a partir de variables recogidas en la ENDES, la Figura A1 muestra la correlación entre la probabilidad predicha de ser pobre a partir del algoritmo del Índice de Focalización de Hogares y la probabilidad de ser beneficiario de JUNTOS. Cada uno de los puntos pertenece a una celda (50 celdas) que contienen el mismo número de observaciones y que han sido construidas a partir del puntaje obtenido en el Índice de Focalización de Hogares. La línea vertical roja corresponde al punto de corte que la administración del Programa estableció como criterio arbitrario para definir la condición de elegibilidad del hogar.

La figura muestra que por debajo del 60% de la probabilidad predicha de ser pobre, la probabilidad correspondiente a que el hogar sea beneficiario de JUNTOS es menor de 20%. Debido a que la asignación final para ser beneficiario de JUNTOS depende de la decisión tomada en las asambleas comunales, existen observaciones cuyo puntaje del Índice de Focalización de Hogares corresponde a una probabilidad de ser pobre que se encuentra por debajo de ser pobre, pero para las cuales es posible observar participación en el Programa. Para hogares cuyo valor se encuentra por encima del punto de corte, la probabilidad de ser beneficiario de JUNTOS tampoco es cercana a 1. Sin embargo,

la probabilidad de ser beneficiario de JUNTOS para estas observaciones es más alta en comparación con observaciones cuya probabilidad estimada de ser pobre se encuentra por debajo del 60%.

Figura A1
Correlación entre la probabilidad predicha de ser pobre a partir del IFH y la probabilidad de ser beneficiario de JUNTOS



Notas: La figura muestra la correlación entre la probabilidad predicha de ser pobre calculada a partir del puntaje obtenido en el Índice de Focalización de Hogares (IFH) y la probabilidad de ser beneficiario de JUNTOS. Cada punto en el gráfico corresponde a una celda (50 celdas) que contiene el mismo número de observaciones y que han sido construidas a partir del puntaje obtenido en el Índice de Focalización de Hogares. La línea vertical roja corresponde al punto de corte que la administración del Programa estableció como criterio arbitrario para definir la condición de elegibilidad del hogar.

Anexo B: Efecto del indicador de elegibilidad en la participación en JUNTOS

Tabla B1

VARIABLES INSTRUMENTALES: Efecto de la elegibilidad en la participación en JUNTOS (primera etapa)

	Muestra completa					Con dato de peso al nacer				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
Elegible x Expuesto	0.065*** (0.017)	0.062*** (0.017)	0.079*** (0.017)	0.084*** (0.017)	0.079*** (0.017)	0.086*** (0.018)	0.083*** (0.018)	0.103*** (0.018)	0.111*** (0.018)	0.102*** (0.019)
Expuesto	0.523*** (0.012)	0.514*** (0.012)	0.494*** (0.012)	0.497*** (0.013)	0.424*** (0.021)	0.513*** (0.012)	0.501*** (0.013)	0.481*** (0.013)	0.484*** (0.013)	0.397*** (0.022)
Elegible	0.013** (0.005)	0.019*** (0.006)	-0.016** (0.007)	-0.022*** (0.007)	-0.042*** (0.009)	0.013** (0.006)	0.021*** (0.007)	-0.024*** (0.008)	-0.031*** (0.008)	-0.048*** (0.011)
<u>Controles adicionales</u>										
Efectos fijos por año	No	Sí	Sí	Sí	Sí	No	Sí	Sí	Sí	Sí
Características de la madre	No	No	Sí	Sí	Sí	No	No	Sí	Sí	Sí
Características del niño	No	No	No	Sí	Sí	No	No	No	Sí	Sí
Efectos fijos por distrito	No	No	No	No	Sí	No	No	No	No	Sí
R2	0.336	0.338	0.383	0.396	0.493	0.323	0.326	0.376	0.391	0.491
Estadístico F	14.43	13.28	22.35	25.62	22.17	22.28	20.82	33.21	38.40	29.61
Observaciones	13,172	13,172	13,172	13,172	13,172	10,811	10,811	10,811	10,811	10,811

Notas: Cada columna de la tabla proviene de una regresión independiente. Errores estándar agrupados al nivel de la unidad primaria de muestreo y año de encuesta reportados en paréntesis. La muestra utilizada para las regresiones en las columnas 1 a 5 corresponde al total de niños menores de 5 años cuya madre reporta residir en el distrito al menos 1 año antes del nacimiento del niño. La muestra utilizada para las regresiones en las columnas 6 a 10 corresponde al total de niños menores de 5 años cuya madre reporta residir en el distrito al menos 1 año antes del nacimiento del niño y para los cuales se observan datos de peso al nacer. El estadístico F reportado se encuentra asociado a la prueba de significancia estadística del coeficiente del término de interacción Elegible x Expuesto. Los valores críticos de la prueba de instrumentos débiles de Stock y Yogo (2005) son 21.30 (máximo 5% de sesgo) y 11.10 (máximo 10% de sesgo). Ver Tabla 3 para mayor detalle de las variables de control. Los datos utilizados para las regresiones provienen de la ENDES de los años 2008-2013.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabla B2
Variables instrumentales: Efecto de la elegibilidad en la participación en JUNTOS (primera etapa - utilizando ponderadores)

	Con dato de peso al nacer				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Elegible x Expuesto	0.072*** (0.017)	0.069*** (0.017)	0.090*** (0.016)	0.100*** (0.017)	0.096*** (0.017)
Expuesto	0.529*** (0.012)	0.517*** (0.012)	0.492*** (0.012)	0.496*** (0.012)	0.405*** (0.019)
Elegible	0.013** (0.005)	0.021*** (0.006)	-0.019*** (0.007)	-0.029*** (0.007)	-0.047*** (0.009)
<u>Controles adicionales</u>					
Efectos fijos por año	No	Sí	Sí	Sí	Sí
Características de la madre	No	No	Sí	Sí	Sí
Características del niño	No	No	No	Sí	Sí
Efectos fijos por distrito	No	No	No	No	Sí
R2	0.332	0.335	0.384	0.396	0.499
Estadístico F	17.02	15.68	29.98	36.30	30.50
Observaciones	10,811	10,811	10,811	10,811	10,811

Notas: Cada columna de la tabla proviene de una regresión independiente. Errores estándar agrupados al nivel de la unidad primaria de muestreo y año de encuesta reportados en paréntesis. La muestra utilizada para las regresiones en las columnas 1 a 5 corresponde al total de niños menores de 5 años cuya madre reporta residir en el distrito al menos 1 año antes del nacimiento del niño. La muestra utilizada para las regresiones en las columnas 6 a 10 corresponde al total de niños menores de 5 años cuya madre reporta residir en el distrito al menos 1 año antes del nacimiento del niño y para los cuales se observan datos de peso al nacer. El estadístico F reportado se encuentra asociado a la prueba de significancia estadística del coeficiente del término de interacción Elegible x Expuesto. Los valores críticos de la prueba de instrumentos débiles de Stock y Yogo (2005) son 21.30 (máximo 5% de sesgo) y 11.10 (máximo 10% de sesgo). Ver Tabla 3 para mayor detalle de las variables de control. Los datos utilizados para las regresiones provienen de la ENDES de los años 2008-2013. Todas las regresiones incluyen ponderadores construidos a partir del modelo Logit de la probabilidad de observar datos de peso al nacer. Ver Anexo D para mayor detalle de la construcción de los ponderadores.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Anexo C: Validez del instrumento para la metodología de variables instrumentales

A modo de validar el uso de la técnica de variables instrumentales, es necesario verificar que la fecha de nacimiento no se encuentre correlacionada con la fecha de llegada de JUNTOS al distrito. En particular, es probable que los hogares elijan estratégicamente la fecha de concepción (y con ella la fecha de nacimiento) del niño para ser parte de la población objetivo del Programa. De ser este el caso, el instrumento estaría correlacionado con el término de error de la ecuación estructural, lo cual invalidaría el uso de esta técnica de estimación.

Una manera de verificar que el Programa no tuvo efectos en la fecundidad es explorar si es que hubo mayor probabilidad de observar concepciones en etapas posteriores a la llegada de JUNTOS a los distritos. La información contenida en la ENDES y el proceso de despliegue del Programa, no obstante, introducen ciertas complicaciones en el análisis.

Primero, se quisiera contar idealmente con la fecha de concepción del niño o la duración del embarazo. Esto permitiría distinguir si es que el niño fue concebido antes o después de la fecha de JUNTOS. Sin embargo, la ENDES contiene únicamente la fecha de nacimiento del niño, por lo cual, a pesar de que el niño haya nacido después de la fecha de llegada de JUNTOS al distrito, éste ha podido ser concebido antes de dicha fecha. Segundo, la fecha en que el Programa fue desplegado no es única, sino que varía por distrito. A esto se le suma el hecho de que se utilizan encuestas de múltiples años, por lo cual no es posible definir, de manera única, un *antes* y un *después* de la introducción del Programa.

De ser el caso que el Programa haya sido introducido en una fecha única en todos los distritos, la estructura de datos permitiría realizar comparaciones directas tomando indicadores de fecundidad de hogares elegibles y no elegibles para años contiguos anteriores y posteriores a la fecha de introducción de JUNTOS. No obstante, si se toma como ejemplo que el Programa llegó al distrito en el año 2005 y se observa que en un hogar que fue encuestado en el año 2011 se encuentra presente un niño menor de 1 año de edad, este hecho puede reflejar preferencias por fecundidad de los hogares y no necesariamente efectos del Programa en la fecundidad. Esto debido a que la distancia temporal entre la fecha de llegada de JUNTOS al distrito y la fecha de nacimiento del niño es bastante amplia. Lo que se quiere capturar, en última instancia, son efectos inmediatos en la probabilidad de concebir un niño en etapas posteriores a la fecha de incorporación del distrito a JUNTOS.

Con el objetivo de recoger respuestas de la fecundidad de los hogares a la implementación del Programa, se realiza el siguiente procedimiento. Primero, la muestra está compuesta por todas las mujeres entre 15 y 49 años de edad que fueron encuestadas por la ENDES en los años 2004, 2008, 2009, 2010, 2011, 2012 y 2013. Segundo, a modo de establecer una fecha única, se utiliza la

diferencia entre la fecha de entrevista y la fecha de llegada de JUNTOS al distrito para crear una variable re-escalada que toma el valor de cero si el hogar fue entrevistado en el mismo mes y año en que JUNTOS llegó al distrito, toma valores negativos (número de meses) si es que el hogar fue entrevistado antes y toma valores positivos si es que el hogar fue entrevistado después de la llegada del Programa. Tercero, se eliminan de la muestra a todas las observaciones que fueron encuestadas más de 24 meses antes o después de la fecha de llegada del Programa. Es decir, se incluye en la muestra únicamente a las mujeres que fueron entrevistadas a lo mucho 24 meses antes o 24 meses después de la fecha de llegada de JUNTOS al distrito. Esta restricción es ideal para capturar efectos inmediatos en la fecundidad. Finalmente, se eliminan de la muestra a todas las observaciones que fueron encuestadas a lo mucho 7 meses antes ó 7 meses después de la fecha de llegada del Programa. Esta restricción reduce la posibilidad de que, a pesar de observar que el niño nació después de la fecha de llegada de JUNTOS, éste haya sido concebido antes de esta fecha.

En resumen, la muestra queda compuesta por mujeres entre 15 y 49 años de edad que fueron entrevistadas entre los meses 8 y 24 antes o después de la fecha de llegada de JUNTOS a un distrito dado. Una vez aplicadas dichas restricciones, tres indicadores de fecundidad son construidos. El primer indicador toma el valor de 1 si se observa que, a la fecha de entrevista, se encuentra presente en el hogar un niño de 6 meses de edad o menor y 0 en caso contrario. El segundo indicador de fertilidad toma el valor de 1 si es que se encuentra presente un niño en el hogar que a la fecha de entrevista tenía 12 meses de edad o menos y 0 en caso contrario. El tercer indicador toma el valor de 1 si a la fecha de entrevista se encontraba presente en el hogar un niño de 18 meses de edad o menos y 0 en caso contrario.

La ecuación a estimar puede escribirse como sigue:

$$y_{idt} = \alpha_0 + \alpha_1(Elegible_{idt} \times Post_{idt}) + \alpha_2Elegible_{idt} + \alpha_3Post_{idt} + X'_{idt}\omega + \lambda_d + e_{idt} , \quad (C1)$$

donde la variable y_{idt} corresponde a los indicadores de fecundidad anteriormente descritos para la mujer i que vive en el distrito d y que fue entrevistada en el periodo t . La variable $Elegible_{idt}$ en el lado derecho de la ecuación corresponde al indicador de elegibilidad del hogar en base al puntaje en el índice de focalización de los hogares, $Post_{idt}$ es un indicador que toma el valor de 1 si la mujer fue encuestada después de la fecha de llegada de JUNTOS al distrito y 0 en caso contrario, X_{idt} es un vector de características de la mujer (edad, etnicidad, estado marital, escolaridad) y e_{idt} es un término de error.

El parámetro α_1 captura el efecto de JUNTOS en la fecundidad de los hogares. Si este es positivo y estadísticamente significativo, esto significaría que JUNTOS incrementa la probabilidad de que los

hogares hayan concebido niños en etapas inmediatamente posteriores a la llegada del Programa al distrito. Esto invalidaría el uso de variables instrumentales como metodología de estimación del efecto de JUNTOS en la salud neo-natal y cuidado pre-natal.

Los resultados se muestran en la Tabla C1. Cada fila corresponde a un indicador distinto de fecundidad. Variables de control son agregadas sucesivamente en cada una de las columnas. Ninguna de las especificaciones obtiene como resultados coeficientes estadísticamente significativos cuando la variable dependiente es el indicador de si la mujer ha dado a luz a un hijo durante los 6 meses previos a la encuesta. Para el caso de los indicadores de la presencia de hijos menores de 12 y 18 meses, el modelo básico de dobles diferencias encuentra efectos positivos de JUNTOS en la fecundidad. No obstante, los coeficientes dejan de ser estadísticamente significativos al añadir controles adicionales en las regresiones.

La evidencia mostrada puede ser utilizada para respaldar la validez del estimador de variables instrumentales. En particular, debido a que no se observan efectos significativos de JUNTOS en la fecundidad de los hogares, es posible descartar la hipótesis de que los padres eligen estratégicamente la fecha de concepción de sus hijos a modo de ser parte de la población objetivo del Programa. Ello implica que es posible asignar la exposición a JUNTOS tomando como referencia la fecha de nacimiento del niño y la fecha de llegada de JUNTOS al distrito.

Tabla C1

Efecto de JUNTOS en la fecundidad

Variable dependiente	(1)	(2)	(3)	(4)
Hijos menores de 6 meses	0.010 (0.011) [0.006]	0.005 (0.010) [0.014]	0.005 (0.010) [0.031]	0.004 (0.010) [0.066]
Hijos menores de 12 meses	0.034** (0.015) [0.009]	0.016 (0.015) [0.027]	0.016 (0.014) [0.061]	0.010 (0.014) [0.103]
Hijos menores de 18 meses	0.049*** (0.019) [0.013]	0.016 (0.019) [0.040]	0.016 (0.018) [0.094]	0.016 (0.017) [0.136]
<u>Controles adicionales</u>				
Efectos fijos por año	No	Sí	Sí	Sí
Características de la mujer	No	No	Sí	Sí
Efectos fijos por distrito	No	No	No	Sí
Observaciones	11,175	11,175	11,175	11,175

Notas: Cada entrada de la tabla proviene de una regresión independiente. Errores estándar agrupados al nivel de la unidad primaria de muestreo y año de entrevista reportados en paréntesis. R2 reportado en corchetes. El vector de características de la mujer incluye indicadores de nivel educativo alcanzado (primaria incompleta, primaria completa, secundaria incompleta, secundaria completa, al menos un año de educación superior; categoría base: sin educación), indicadores de grupo de edad (15-24, 25-29, 30-34, 35-39, 40-49; categoría base: menor de 15 años), indicadores de etnicidad (lengua materna es: Quechua, otra lengua nativa; categoría base: lengua materna es Español o lengua extranjera) e indicadores de estado marital (casada o en unión, divorciada/separada/viuda; categoría base: soltera). La muestra está compuesta por mujeres entre 15 y 49 años de edad que fueron encuestadas por la ENDES entre los meses 8 y 24 antes y los meses 8 y 24 después de la fecha de llegada de JUNTOS al distrito. Los datos utilizados para estas regresiones provienen de la ENDES de los años 2004-2013.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Anexo D: Construcción de ponderadores a partir del modelo Logit que estima la probabilidad de observar datos del peso al nacer de los niños

Dada la falta de información de peso al nacer para cerca de 20% de la muestra de trabajo en distritos JUNTOS, se implementa una estimación complementaria a los resultados generales utilizando la metodología de ponderación por el inverso de la probabilidad de respuesta. Al ponderar las observaciones según el inverso de la probabilidad de respuesta se re-balancea la distribución de la sub-muestra con reporte de manera que refleja la distribución de la muestra original.

Esta metodología se utiliza para la estimación de la media de una variable en casos genéticos de truncamiento incidental, tales como situaciones de no respuesta, selección no aleatoria de muestra, auto-selección, o atrición (ver Wooldridge 2007). La estimación utilizando la ponderación por el inverso de la probabilidad se ha estudiado y aplicado también en la identificación de efectos causales cuando la variable causal, o de tratamiento, no es asignada de manera aleatoria (ver Hirano e Imbens 2002 e Hirano, Imbens y Ridder 2003).

El procedimiento consiste en estimar primero un modelo de probabilidad para la respuesta (o la no respuesta) en términos de variables observables en los datos utilizando todas las observaciones disponibles. Luego se calcula la probabilidad ajustada de respuesta en base al modelo para cada una de las observaciones en los datos. El inverso de esta probabilidad constituye el ponderador que se utiliza para ajustar la estimación tomando en cuenta la no respuesta.

Sea R una variable binaria que toma valor 1 para los casos para los que se cuenta con información para la variable dependiente, y valor 0 para los casos para los que no se cuenta con dicha información (los casos de no respuesta en peso al nacer). El modelo de probabilidad se puede representar como:

$$Pr(R = 1|Z) = F(bZ) = \int_{-\infty}^{bZ} \frac{e^{(bZ)}}{1 - e^{(bZ)}}.$$

En esta expresión $F(bZ)$ representa un modelo Logit de probabilidades expresado en términos de covariables representadas por el vector Z . El objetivo de la estimación de este modelo es encontrar el vector de parámetros b que permita calcular la probabilidad de respuesta ajustada, p_j , para cada observación en los datos.

Para las observaciones con respuesta en la variable dependiente, es decir con $R = 1$, el ponderador es $1/p_j$, mientras que para las observaciones sin respuesta en la variable dependiente, con $R = 0$, el ponderador es $1/(1 - p_j)$.

Las covariables utilizadas en la estimación del modelo de probabilidades son la edad, educación, y etnicidad de la madre (aproximada por su lengua materna), el sexo y la fecha de nacimiento del bebé, el departamento, la región natural (costa, sierra, selva), y el año de la ENDES de la que se obtienen los datos.

El ajuste de los modelo es razonable. El ratio de probabilidades tiene un valor de 1227.26 que contratado con la tabla de distribución de una Chi-cuadrado muestra que las covariables utilizadas son en conjunto estadísticamente significativas al 99%. La tasa de acierto de predicción es de 85% y la sensibilidad del modelo es del 95% (casos con respuesta correctamente clasificados como tales según la predicción del modelo).

Tabla D1

Modelo Logit: Determinantes de la probabilidad de reportar dato del peso al nacer

Variables	Efectos marginales
Orden de nacimiento: 2	-0.021 (0.013)
Orden de nacimiento: 3	-0.070*** (0.017)
Orden de nacimiento: 4	-0.059*** (0.020)
Orden de nacimiento: 5	-0.086*** (0.025)
Orden de nacimiento: 6	-0.111*** (0.027)
Orden de nacimiento: 7	-0.162*** (0.034)
Orden de nacimiento: 8	-0.155*** (0.037)
Orden de nacimiento: 9	-0.103*** (0.038)
Orden de nacimiento: 10	-0.200*** (0.045)
Sexo: masculino	0.019*** (0.007)
Etnicidad de la madre: lengua materna es Quechua	-0.046*** (0.017)
Etnicidad de la madre: lengua materna es Aymara u otra lengua aborigen	-0.142*** (0.037)
Educación de la madre: primaria completa	0.046*** (0.009)
Educación de la madre: secundaria incompleta	0.086*** (0.011)
Educación de la madre: secundaria completa	0.122*** (0.011)
Educación de la madre: al menos 1 año de educación superior	0.135*** (0.017)
Edad de la madre: 25-29	0.051*** (0.011)
Edad de la madre: 30-34	0.058*** (0.013)
Edad de la madre: 35-39	0.049*** (0.015)
Edad de la madre: 40-49	0.075*** (0.016)
Elegible	-0.084*** (0.010)
Observaciones	16,654

Notas: Errores estándar agrupados al nivel de la unidad primaria de muestreo y año de entrevista reportados en paréntesis. La Tabla muestra los efectos marginales de los determinantes de la probabilidad de reportar dato del peso al nacer a partir de un modelo Logit. La regresión incluye efectos fijos por región, efectos fijos por región natural, efectos fijos por año de nacimiento y efectos fijos por año de encuesta. Los datos utilizados para la regresión provienen de la ENDES de los años 2004-2013.

Anexo E: Resultados obtenidos a partir de regresiones ponderadas y datos imputados en los indicadores de salud neo-natal

Tabla E1
Dobles diferencias (IdT): Efecto de JUNTOS en indicadores de salud neo-natal
(datos ponderados)

Variable dependiente	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Bajo peso al nacer (N = 13,064)	0.007 (0.011) [0.002]	0.012 (0.011) [0.004]	0.012 (0.011) [0.008]	0.013 (0.011) [0.011]	0.022* (0.012) [0.083]
Peso al nacer (gramos) (N = 13,064)	45.906* (25.104) [0.004]	30.395 (25.227) [0.008]	19.660 (24.929) [0.023]	12.409 (24.956) [0.038]	7.546 (25.309) [0.132]
Peso al nacer (logs.) (N = 13,064)	0.011 (0.009) [0.004]	0.007 (0.009) [0.006]	0.004 (0.009) [0.019]	0.001 (0.009) [0.032]	-0.003 (0.009) [0.124]
<u>Controles adicionales</u>					
Efectos fijos por año	No	Sí	Sí	Sí	Sí
Características de la madre	No	No	Sí	Sí	Sí
Características del niño	No	No	No	Sí	Sí
Efectos fijos por distrito	No	No	No	No	Sí

Notas: Cada entrada de la tabla proviene de una regresión independiente. Errores estándar agrupados al nivel de la unidad primaria de muestreo y año de entrevista reportados en paréntesis. R2 reportado en corchetes. Ver Tabla 3 para mayor detalle de las variables de control. Los datos utilizados para las regresiones provienen de la ENDES de los años 2004-2013.

Tabla E2

Dobles diferencias (IdT): Efecto de JUNTOS en indicadores de salud neo-natal (datos imputados)

Variable dependiente	Valor mínimo por quintil					Valor aleatorio por quintil				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
Bajo peso al nacer	0.010 (0.009) [0.001]	0.011 (0.010) [0.002]	0.014 (0.010) [0.005]	0.014 (0.010) [0.006]	0.016 (0.011) [0.063]	0.010 (0.009) [0.000]	0.012 (0.009) [0.002]	0.015 (0.009) [0.004]	0.015 (0.010) [0.006]	0.016 (0.010) [0.059]
Peso al nacer (gramos)	44.145** (21.751) [0.007]	28.999 (21.798) [0.013]	19.835 (21.608) [0.025]	13.780 (21.632) [0.038]	9.242 (22.724) [0.115]	35.770* (20.358) [0.004]	22.566 (20.305) [0.008]	11.221 (20.164) [0.020]	5.932 (20.112) [0.033]	3.404 (21.076) [0.107]
Peso al nacer (logs.)	0.010 (0.009) [0.005]	0.006 (0.009) [0.011]	0.003 (0.009) [0.019]	0.001 (0.009) [0.028]	-0.003 (0.010) [0.101]	0.007 (0.007) [0.003]	0.003 (0.007) [0.006]	-0.000 (0.007) [0.016]	-0.002 (0.007) [0.027]	-0.003 (0.008) [0.096]
<u>Controles adicionales</u>										
Efectos fijos por año	No	Sí	Sí	Sí	Sí	No	Sí	Sí	Sí	Sí
Características de la madre	No	No	Sí	Sí	Sí	No	No	Sí	Sí	Sí
Características del niño	No	No	No	Sí	Sí	No	No	No	Sí	Sí
Efectos fijos por distrito	No	No	No	No	Sí	No	No	No	No	Sí
Observaciones	16,654	16,654	16,654	16,654	16,654	16,654	16,654	16,654	16,654	16,654

Notas: Cada entrada de la tabla proviene de una regresión independiente. Errores estándar agrupados a nivel de unidad primaria de muestreo reportados en paréntesis. R2 reportado en corchetes. Ver Tabla 3 para mayor detalle de las variables de control. Los datos utilizados para las regresiones provienen de la ENDES de los años 2004-2013.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabla E3
Dobles diferencias (TeT): Efecto de JUNTOS en indicadores de salud neo-natal
(datos ponderados)

Variable dependiente	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Bajo peso al nacer (N = 10,811)	-0.021 (0.036) [0.000]	-0.021 (0.036) [0.001]	-0.021 (0.036) [0.007]	-0.016 (0.036) [0.009]	-0.006 (0.038) [0.086]
Peso al nacer (gramos) (N = 10,811)	50.808 (56.413) [0.004]	42.597 (56.797) [0.006]	28.645 (55.986) [0.023]	2.629 (56.692) [0.038]	-35.552 (60.302) [0.139]
Peso al nacer (logs.) (N = 10,811)	0.007 (0.019) [0.002]	0.005 (0.019) [0.004]	0.002 (0.019) [0.019]	-0.007 (0.019) [0.031]	-0.015 (0.021) [0.129]
<u>Controles adicionales</u>					
Efectos fijos por año	No	Sí	Sí	Sí	Sí
Características de la madre	No	No	Sí	Sí	Sí
Características del niño	No	No	No	Sí	Sí
Efectos fijos por distrito	No	No	No	No	Sí

Notas: Cada entrada de la tabla proviene de una regresión independiente. Errores estándar agrupados al nivel de la unidad primaria de muestreo y año de entrevista reportados en paréntesis. R2 reportado en corchetes. Ver Tabla 3 para mayor detalle de las variables de control. Los datos utilizados para las regresiones provienen de la ENDES de los años 2008-2013.

Tabla E4

Dobles diferencias (TeT): Efecto de JUNTOS en indicadores de salud neo-natal (datos imputados)

Variable dependiente	Valor mínimo por quintil					Valor aleatorio por quintil				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
Bajo peso al nacer	-0.020 (0.030) [0.000]	-0.021 (0.030) [0.001]	-0.022 (0.030) [0.005]	-0.016 (0.030) [0.008]	-0.019 (0.031) [0.070]	-0.023 (0.030) [0.000]	-0.024 (0.030) [0.001]	-0.024 (0.030) [0.005]	-0.015 (0.030) [0.008]	-0.018 (0.031) [0.066]
Peso al nacer (gramos)	48.816 (57.724) [0.001]	40.998 (58.711) [0.007]	49.565 (58.020) [0.025]	33.080 (57.779) [0.039]	-5.019 (57.996) [0.127]	55.908 (49.975) [0.002]	48.967 (50.773) [0.005]	50.432 (50.016) [0.021]	27.816 (50.344) [0.036]	-19.734 (51.931) [0.120]
Peso al nacer (logs.)	0.011 (0.028) [0.000]	0.009 (0.028) [0.007]	0.014 (0.028) [0.020]	0.009 (0.028) [0.030]	0.004 (0.027) [0.116]	0.011 (0.017) [0.002]	0.010 (0.018) [0.004]	0.011 (0.017) [0.017]	0.003 (0.017) [0.030]	-0.009 (0.018) [0.108]
<u>Controles adicionales</u>										
Efectos fijos por año	No	Sí	Sí	Sí	Sí	No	Sí	Sí	Sí	Sí
Características de la madre	No	No	Sí	Sí	Sí	No	No	Sí	Sí	Sí
Características del niño	No	No	No	Sí	Sí	No	No	No	Sí	Sí
Efectos fijos por distrito	No	No	No	No	Sí	No	No	No	No	Sí
Observaciones	13,162	13,162	13,162	13,162	13,162	13,162	13,162	13,162	13,162	13,162

Notas: Cada entrada de la tabla proviene de una regresión independiente. Errores estándar agrupados a nivel de unidad primaria de muestreo reportados en paréntesis. R2 reportado en corchetes. Ver Tabla 3 para mayor detalle de las variables de control. Los datos utilizados para las regresiones provienen de la ENDES de los años 2008-2013.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabla E5

Efectos fijos por madre: Efecto de JUNTOS en la salud neo-natal (datos ponderados e imputados)

	Variable dependiente					
	Bajo peso al nacer		Peso al nacer (gramos)		Peso al nacer (logs.)	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Panel A: Regresiones ponderadas (N = 1,897)</i>						
Expuesto a JUNTOS durante la gestación	-0.010 (0.038) [0.639]	-0.023 (0.079) [0.648]	64.041 (58.822) [0.705]	39.532 (115.451) [0.717]	0.024 (0.021) [0.714]	0.012 (0.041) [0.724]
<i>Panel B: Valor mínimo por quintil (N =2,458)</i>						
Expuesto a JUNTOS durante la gestación	-0.005 (0.026) [0.542]	-0.034 (0.041) [0.553]	87.073 (56.296) [0.616]	119.470 (92.744) [0.634]	0.034 (0.026) [0.611]	0.052 (0.043) [0.625]
<i>Panel C: Valor aleatorio por quintil (N =2,458)</i>						
Expuesto a JUNTOS durante la gestación	-0.003 (0.026) [0.539]	-0.036 (0.040) [0.551]	72.177 (53.153) [0.606]	95.535 (85.993) [0.621]	0.025 (0.019) [0.616]	0.028 (0.029) [0.627]
<u>Controles adicionales</u>						
Características del niño	No	Sí	No	Sí	No	Sí

Notas: Cada entrada de la tabla proviene de una regresión independiente. Errores estándar agrupados al nivel de la unidad primaria de muestreo y año de entrevista reportados en paréntesis. R2 reportado en corchetes. El vector de características del niño incluye un indicador de sexo, indicadores de orden de nacimiento (2, 3, 4, 5+; categoría base: 1er. hijo) e indicadores de año de nacimiento. Los datos utilizados para las regresiones provienen de la ENDES de los años 2008-2013.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabla E6

Variables instrumentales: Efecto de JUNTOS en la salud neo-natal (datos ponderados)

Variable dependiente	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Bajo peso al nacer	0.178 (0.190)	0.199 (0.198)	0.140 (0.147)	0.140 (0.134)	0.286* (0.150)
Peso al nacer (gramos)	233.865 (418.478)	158.251 (433.705)	31.352 (328.466)	-78.967 (297.596)	-167.922 (311.429)
Peso al nacer (logs.)	0.018 (0.144)	-0.004 (0.150)	-0.028 (0.114)	-0.062 (0.104)	-0.115 (0.111)
<u>Controles adicionales</u>					
Efectos fijos por año	No	Sí	Sí	Sí	Sí
Características de la madre	No	No	Sí	Sí	Sí
Características del niño	No	No	No	Sí	Sí
Efectos fijos por distrito	No	No	No	No	Sí
Observaciones	10,811	10,811	10,811	10,811	10,811

Notas: Cada entrada de la tabla proviene de una regresión independiente. Errores estándar agrupados al nivel de la unidad primaria de muestreo y año de entrevista reportados en paréntesis. Ver Tabla 3 para mayor detalle de las variables de control. Los datos utilizados para las regresiones provienen de la ENDES de los años 2008-2012.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabla E7

VARIABLES INSTRUMENTALES: Efecto de JUNTOS en la salud neo-natal (datos imputados)

Variable dependiente	Valor mínimo por quintil					Valor aleatorio por quintil				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
Bajo peso al nacer	0.083 (0.176)	0.108 (0.181)	0.110 (0.145)	0.107 (0.138)	0.175 (0.153)	0.135 (0.171)	0.157 (0.178)	0.151 (0.142)	0.138 (0.135)	0.193 (0.151)
Peso al nacer (gramos)	596.194 (434.899)	473.424 (432.469)	255.293 (329.167)	124.285 (308.755)	-28.430 (320.806)	437.460 (387.607)	348.884 (395.087)	130.096 (302.862)	26.243 (283.190)	-62.182 (298.954)
Peso al nacer (logs.)	0.192 (0.187)	0.137 (0.182)	0.070 (0.142)	0.028 (0.134)	-0.080 (0.136)	0.073 (0.132)	0.042 (0.135)	-0.015 (0.107)	-0.044 (0.100)	-0.084 (0.108)
Controles adicionales										
Efectos fijos por año	No	Sí	Sí	Sí	Sí	No	Sí	Sí	Sí	Sí
Características de la madre	No	No	Sí	Sí	Sí	No	No	Sí	Sí	Sí
Características del niño	No	No	No	Sí	Sí	No	No	No	Sí	Sí
Efectos fijos por distrito	No	No	No	No	Sí	No	No	No	No	Sí
Observaciones	13,162	13,162	13,162	13,162	13,162	13,162	13,162	13,162	13,162	13,162

Notas: Cada entrada de la tabla proviene de una regresión independiente. Errores estándar agrupados al nivel de la unidad primaria de muestreo y año de entrevista reportados en paréntesis. Ver Tabla 3 para mayor detalle de las variables de control. Los datos utilizados para las regresiones provienen de la ENDES de los años 2008-2013.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabla E8
Dobles diferencias (IdT - TeT): Efecto de JUNTOS en indicadores de salud neo-natal por trimestre de gestación (datos ponderados)

Trimestre de gestación	Variable dependiente					
	Bajo peso al nacer		Peso al nacer (gramos)		Peso al nacer (logs.)	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Antes de la concepción	0.022*	-0.010	4.087	-29.816	-0.004	-0.013
	(0.013)	(0.039)	(26.432)	(60.643)	(0.009)	(0.021)
1er. Trimestre	-0.008	0.014	54.175	2.272	0.014	-0.004
	(0.029)	(0.047)	(58.370)	(80.918)	(0.020)	(0.028)
2do. Trimestre	0.067*	0.032	-28.453	-204.958	-0.012	-0.070**
	(0.039)	(0.053)	(67.664)	(154.955)	(0.024)	(0.033)
3er. Trimestre	0.024	-0.047	25.181	16.617	0.007	0.008
	(0.029)	(0.049)	(62.109)	(91.283)	(0.022)	(0.033)
<u>Controles adicionales</u>						
Efectos fijos por año	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Características de la madre	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Características del niño	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Efectos fijos por distrito	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
R2	0.083	0.087	0.132	0.140	0.124	0.130
Observaciones	13,064	10,811	13,064	10,811	13,064	10,811

Notas: Cada columna de la tabla proviene de una regresión independiente. Errores estándar agrupados al nivel de la unidad primaria de muestreo y año de entrevista reportados en paréntesis. R2 reportado en corchetes. Ver Tabla 7 para mayor detalle en la definición de los indicadores de exposición a JUNTOS. Ver Tabla 3 para mayor detalle de las variables de control. Las columnas con numeración impar muestran los efectos de JUNTOS en la variable dependiente correspondiente a partir del modelo de dobles diferencias - IdT, mientras que las columnas con numeración par muestran dichos efectos a partir del modelo de dobles diferencias - TeT. Los datos utilizados para las regresiones en las columnas 1, 3 y 5 provienen de la ENDES de los años 2004-2013. Los datos utilizados para las regresiones en las columnas 2, 4 y 6 provienen de la ENDES de los años 2008-2013.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabla E9

Dobles diferencias (IdT): Efecto de JUNTOS en indicadores de salud neo-natal por trimestre de gestación (datos imputados)

Trimestre de gestación	Variable dependiente					
	<u>Bajo peso al nacer</u>		<u>Peso al nacer (gramos)</u>		<u>Peso al nacer (logs.)</u>	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Antes de la concepción	0.019*	0.019*	4.125	-2.251	-0.007	-0.007
	(0.011)	(0.011)	(23.695)	(22.203)	(0.010)	(0.008)
1er. Trimestre	-0.008	-0.013	51.594	49.790	0.016	0.017
	(0.026)	(0.025)	(57.737)	(50.618)	(0.028)	(0.019)
2do. Trimestre	0.051	0.054	-36.188	-39.664	-0.020	-0.010
	(0.036)	(0.036)	(70.544)	(62.160)	(0.035)	(0.022)
3er. Trimestre	-0.011	-0.008	57.743	46.393	0.030	0.020
	(0.031)	(0.031)	(61.131)	(57.314)	(0.028)	(0.023)
<u>Controles adicionales</u>						
Efectos fijos por año	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Características de la madre	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Características del niño	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Efectos fijos por distrito	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
R2	0.063	0.060	0.115	0.107	0.101	0.096
Observaciones	16,654	16,654	16,654	16,654	16,654	16,654

Notas: Cada columna de la tabla proviene de una regresión independiente. Errores estándar agrupados al nivel de la unidad primaria de muestreo y año de entrevista reportados en paréntesis. R2 reportado en corchetes. Ver Tabla 7 para mayor detalle en la definición de los indicadores de exposición a JUNTOS. Ver Tabla 3 para mayor detalle de las variables de control. Las columnas con numeración impar muestran los efectos de JUNTOS en la variable dependiente correspondiente a partir del modelo de dobles diferencias - IdT, mientras que las columnas con numeración par muestran dichos efectos a partir del modelo de dobles diferencias - TeT. Los datos utilizados para las regresiones provienen de la ENDES de los años 2004-2013. Las columnas 1, 3 y 5 muestran los resultados utilizando el valor mínimo por quintil de peso al nacer como criterio de imputación. Las columnas 2, 4 y 6 muestran los resultados utilizando el valor aleatorio por quintil de peso al nacer como criterio de imputación.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabla E10

Dobles diferencias (TeT): Efecto de JUNTOS en indicadores de salud neo-natal por trimestre de gestación (datos imputados)

Trimestre de gestación	Variable dependiente					
	Bajo peso al nacer		Peso al nacer (gramos)		Peso al nacer (logs.)	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Antes de la concepción	-0.021 (0.031)	-0.020 (0.031)	6.526 (58.034)	-10.838 (52.408)	0.009 (0.026)	-0.006 (0.018)
1er. Trimestre	0.026 (0.040)	0.021 (0.040)	-98.840 (75.667)	-69.236 (67.546)	-0.054 (0.035)	-0.032 (0.024)
2do. Trimestre	0.017 (0.047)	0.017 (0.047)	199.102 (151.137)	-187.641 (153.843)	-0.071* (0.041)	-0.062** (0.030)
3er. Trimestre	-0.095* (0.051)	-0.092* (0.051)	125.350 (102.814)	74.851 (91.927)	0.076 (0.051)	0.033 (0.037)
<u>Controles adicionales</u>						
Efectos fijos por año	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Características de la madre	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Características del niño	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Efectos fijos por distrito	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
R2	0.071	0.067	0.129	0.121	0.118	0.109
Observaciones	13,162	13,162	13,162	13,162	13,162	13,162

Notas: Cada columna de la tabla proviene de una regresión independiente. Errores estándar agrupados al nivel de la unidad primaria de muestreo y año de entrevista reportados en paréntesis. R2 reportado en corchetes. Ver Tabla 7 para mayor detalle en la definición de los indicadores de exposición a JUNTOS. Ver Tabla 3 para mayor detalle de las variables de control. Las columnas con numeración impar muestran los efectos de JUNTOS en la variable dependiente correspondiente a partir del modelo de dobles diferencias - IdT, mientras que las columnas con numeración par muestran dichos efectos a partir del modelo de dobles diferencias - TeT. Los datos utilizados para las regresiones provienen de la ENDES de los años 2008-2013. Las columnas 1, 3 y 5 muestran los resultados utilizando el valor mínimo por quintil de peso al nacer como criterio de imputación. Las columnas 2, 4 y 6 muestran los resultados utilizando el valor aleatorio por quintil de peso al nacer como criterio de imputación.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1