

**PONTIFICIA UNIVERSIDAD
CATÓLICA DEL PERÚ**

FACULTAD DE CIENCIAS SOCIALES



Efectos indirectos del Programa JUNTOS, una aproximación cuasiexperimental:
evidencia sobre la mortalidad infantil y en la niñez

Tesis para optar el título de Licenciado en Economía presentado por:

Cueto Alava, Juan Jose Francisco

Asesora:

Cruzado de la Vega, Viviana Natali

Lima, 2023


Informe de Similitud

Yo, Cruzado de la Vega, Viviana Natali, docente de la Facultad de Ciencias Sociales de la Pontificia Universidad Católica del Perú, asesor(a) de la tesis/el trabajo de investigación titulado Efectos indirectos del Programa JUNTOS, una aproximación cuasiexperimental: evidencia sobre la mortalidad infantil y en la niñez del/de la autor (a)/ de los(as) autores(as) Cueto Alava, Juan Jose Francisco

dejo constancia de lo siguiente:

- El mencionado documento tiene un índice de puntuación de similitud de 20%. Así lo consigna el reporte de similitud emitido por el software *Turnitin* el 23/10/2023.
- He revisado con detalle dicho reporte y la Tesis o Trabajo de Suficiencia Profesional, y no se advierte indicios de plagio.
- Las citas a otros autores y sus respectivas referencias cumplen con las pautas académicas.

Lugar y fecha: Lima, 23 de octubre del 2023

Apellidos y nombres del asesor / de la asesora: <u>Cruzado de la Vega, Viviana Natali</u>	
DNI: 40397334	Firma 
ORCID: 0000-0001-9516-7708	

AGRADECIMIENTOS:

En primer lugar, agradecer a Jose Luis Flor Toro quien fue el primero en confiar en mí y que ha estado siempre para aconsejarme.

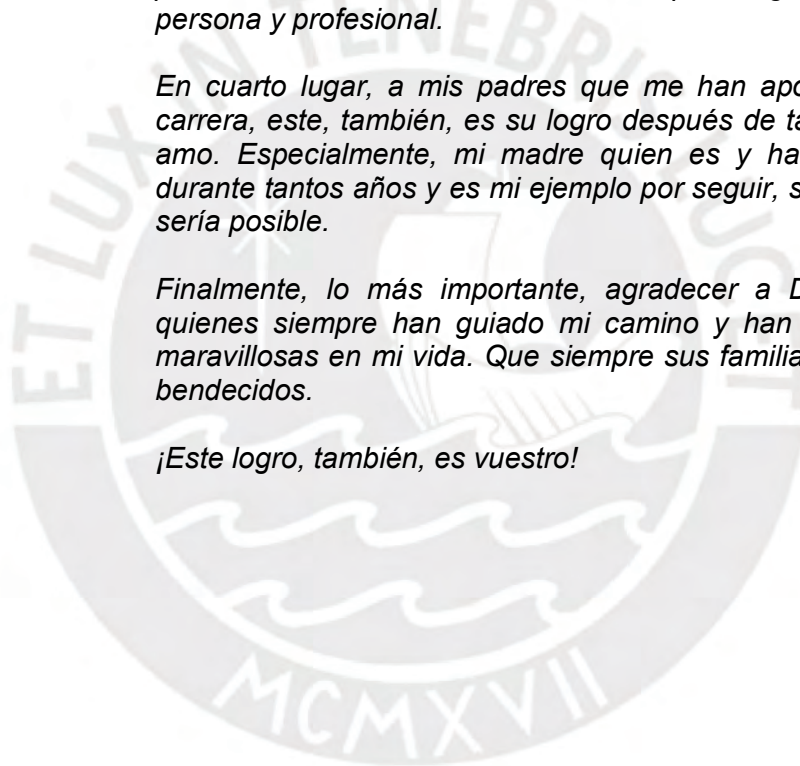
En segundo lugar, quisiera agradecer a todos/as aquellas personas, y amigos/as el día de hoy, que han confiado en mí durante mi carrera profesional y de quienes he aprendido mucho: Diego Rossinelli, Alvaro Hopkins, Leslie Miranda y Juan Manuel García.

En tercer lugar, a mi asesora, mentora y amiga Viviana Natali Cruzado de la Vega, quien ha tenido un impacto significativo y positivo en mi vida. Y ha sido mi modelo para seguir creciendo como persona y profesional.

En cuarto lugar, a mis padres que me han apoyado durante mi carrera, este, también, es su logro después de tanto esfuerzo, los amo. Especialmente, mi madre quien es y ha sido mi soporte durante tantos años y es mi ejemplo por seguir, sin ti nada de esto sería posible.

Finalmente, lo más importante, agradecer a Dios y la Virgen, quienes siempre han guiado mi camino y han puesto personas maravillosas en mi vida. Que siempre sus familias y ustedes sean bendecidos.

¡Este logro, también, es vuestro!



RESUMEN

Entre el periodo del 2009-2019 se observa una reducción notable de la mortalidad infantil y en la niñez, estando el Perú por debajo del valor promedio de Latinoamérica. Aunque existen varias investigaciones sobre los determinantes de la mortalidad en edades tempranas, no se encuentran muchos estudios que midan la efectividad de las transferencias condicionadas sobre estas variables. En el Perú, desde el año 2005, el Programa Directo de Apoyo a los más pobres-JUNTOS, brinda una transferencia bimensual de 200 soles, ha beneficiado a más de 753,638 hogares. La presente investigación tiene como objetivo medir sus efectos indirectos sobre la mortalidad infantil y en la niñez. Para ello, se utilizará la metodología del PSM y la ENDES para el periodo 2014-2019. Asimismo, se medirán efectos heterogéneos por región natural (Costa, Sierra y Selva) y se complementará con la medición de resultados intermedios y una cohorte de edad adicional (menores de tres años) para un mayor entendimiento de los resultados. Los resultados encontrados muestran que, de cumplirse la cadena causal, se encontrarían efectos sobre la mortalidad en la niñez. Los efectos encontrados sobre la mortalidad en menores de tres años como los infantes podrían deberse al acceso a insumos básicos de salud. Finalmente, como pruebas de robustez se implementó, el test de no observables de Rosenbaum (2002), sensibilidad ante la metodología de emparejamiento, balance de covariables propuesto por Smith y Todd (2005); y, test de falsificación de Lee y Lemieux (2010), teniendo resultados robustos para la mayoría del periodo de estudio.

Palabras claves: Salud, Mortalidad, Economía Aplicada, Desarrollo Económico

CONTENIDO

Introducción.....	1
Capítulo 1: Revisión de literatura	6
1.1. Factores determinantes de la probabilidad de muerte prematura	6
1.2. Impacto de los CCT sobre indicadores de salud.....	10
1.3. Impactos del programa JUNTOS en indicadores de salud	15
Capítulo 2: Teoría de cambio.....	19
Capítulo 3: Datos.....	23
Capítulo 4: Metodología.....	28
4.1. La independencia condicional.....	28
4.2. La existencia de un soporte común.....	29
Capítulo 5: Hechos estilizados	32
Capítulo 6: Resultados.....	42
6.2. Balance de covariables	42
6.2. Resultados base en la cobertura de servicios	45
6.3. Resultados base en indicadores de salud.....	47
6.4. Impactos heterogéneos por región en la cobertura de servicios.....	51
6.5. Impactos heterogéneos por región en indicadores de salud	55
6.6. Análisis de robustez.....	59
6.6.1. Sensibilidad ante no observables	59
6.6.2. Sensibilidad al método de emparejamiento	63
6.5.3. Balance de covariables	65
6.5.4. Test de falsificación	67
Capítulo 7: Conclusiones y recomendaciones	69
Referencias bibliográficas	78
Anexos	84

Índice de gráficos

Gráfico 1 Tasa de Mortalidad infantil de hombres y mujeres- LAC y Perú – periodo 2009-2019 ..2	
Gráfico 2 Teoría de cambio del programa JUNTOS.....22	
Gráfico 3 Ingreso de distritos al programa JUNTOS por año.....25	
Gráfico 4 Cantidad de beneficiarios por región, periodo 2014-2019 (1=beneficiario).....35	
Gráfico 5 Número de fallecidos menores de cinco años, periodo 2014-201936	
Gráfico 6 Número de beneficiarios fallecidos menores de cinco años, periodo 2014-201939	
Gráfico 7 Soporte Común para menores de cinco años, periodo 2014-2019.....44	



Índice de tablas

Tabla 1 Corresponsabilidades de los beneficiarios	15
Tabla 2 Cantidad de niños beneficiarios del programa JUNTOS por región – periodo 2009-2019	24
Tabla 3 Variables de resultados	26
Tabla 4 Covariables	27
Tabla 5 Características descriptivas de las variables endógenas y exógenas, periodo 2014-2019	33
Tabla 6 Características descriptivas de las variables endógenas y exógenas para la metodología del PSM de los beneficiarios del programa, periodo 2014-2019.....	37
Tabla 7 Test de medias pre PSM, periodo 2014-2019.....	40
Tabla 8 Balance de covariables en menores de cinco años, periodo 2014-2016	42
Tabla 9 Balance de covariables en menores de cinco años, periodo 2017-2019	43
Tabla 10 Resultados en indicadores de acceso a servicios, periodo 2014-2019.....	46
Tabla 11 Resultados en indicadores de acceso a salud, periodo 2014-2019.....	50
Tabla 12 Resultados en indicadores de cobertura por región, periodo 2014-2019	54
Tabla 13 Resultados en indicadores de salud por región, periodo 2014-2019.....	58
Tabla 14 Sensibilidad ante no observables para menores de cinco años, periodo 2014-2019 ...	60
Tabla 15 Sensibilidad ante no observables para menores de tres años, periodo 2014-2019	62
Tabla 16 Sensibilidad ante no observables para infantes, periodo 2014-2019	62
Tabla 17 Sensibilidad ante el método de emparejamiento, periodo 2014-2019.....	64
Tabla 18 Test de Smith y Todd para menores de cinco años, 2014-2019.....	65
Tabla 19 Test de Smith y Todd para menores de tres años, 2014-2019	66
Tabla 20 Test de Smith y Todd para menores de un año, 2014-2019.....	67
Tabla 21 Test de Falsificación, 2014-2019	68

Introducción

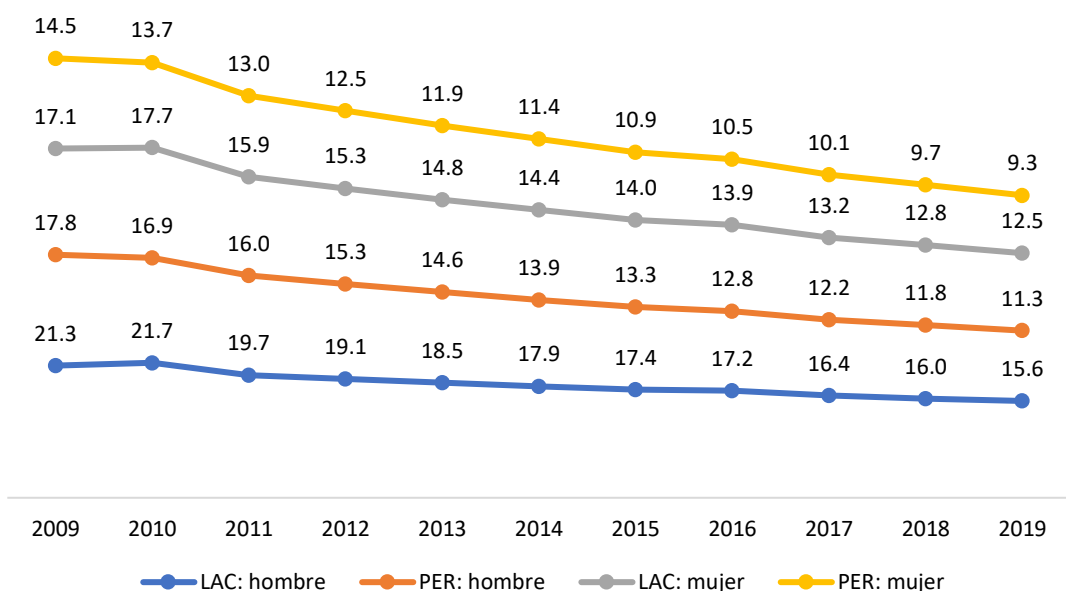
Entre el periodo 2010-2019 ha existido una caída en el indicador de pobreza del 10.3%, siendo para inicios del periodo 30.8% pero a finales de este fue 20.5%. En esta misma línea la pobreza extrema ha sufrido una reducción del 4.8% según estadísticas del Ministerio de Desarrollo e Inclusión Social (MIDIS)¹. Esto ha contribuido a la lucha contra la pobreza que es uno de los Objetivos de Desarrollo del Milenio (ODM) planteados por las Naciones Unidas. Dentro de estos objetivos, también, se encuentra buscar mejorar indicadores relacionados a la salud y el bienestar de los niños/as, entre los que resalta la desnutrición y la mortalidad (UN, 2010).

El tercer, y último, Informe Nacional de Cumplimiento de los Objetivos del Milenio (2013), menciona que entre 1991/1992 y 2011/2012, la reducción de la tasa de mortalidad infantil, menores de un año, es del 69.1%; mientras que, la reducción de la tasa de mortalidad de la niñez, menores de cinco años, fue del 73%. Lo cual representa, una tasa mortalidad de 17 infantes y 21 niños muertos por cada mil nacidos vivos, respectivamente y muy por debajo de los 55 infantes y 78 niños muertos entre los años 1991/1992. Esta tendencia decreciente de la mortalidad infantil y en la niñez se ha visto reflejada al transcurrir de los años. En este sentido, utilizando datos del Banco Mundial² en el 2014 el promedio de mortalidad infantil de los hombres y las mujeres en Latinoamérica y el Caribe (LAC) era de 17.4 y 14.0 por cada 1.000 nacidos vivos. Mientras que, para el Perú el promedio de mortalidad infantil de los hombres y las mujeres para el mismo año es de 13.9 y 11.4 por cada 1.000 nacidos vivos, respectivamente. Asimismo, para el 2019, el promedio de mortalidad infantil de los hombres y las mujeres en Latinoamérica y el Caribe (LAC) era de 15.6 y 12.5 por cada 1.000 nacidos vivos. Y en el Perú el promedio de mortalidad infantil de los hombres y las mujeres para el mismo año fue de 11.3 y 9.3 por cada 1.000 nacidos vivos, respectivamente. El Gráfico 1, muestra la tendencia decreciente desde el 2009 al 2019, donde para este indicador, el Perú tiene valores por debajo de la media de LAC, tanto para los hombres como para las mujeres. Asimismo, esta tendencia se mantiene para la mortalidad en la niñez (Anexo 1).

¹ <http://sdv.midis.gob.pe/RedInforma/Reporte/Reporte/23>

² <https://datos.bancomundial.org/>

Gráfico 1 Tasa de Mortalidad infantil de hombres y mujeres- LAC y Perú – periodo 2009-2019



Fuente: Banco Mundial. Elaboración Propia

Las políticas públicas a través de los servicios que proporciona el estado a la población han sido un factor clave para obtener los resultados esperados sobre este indicador. El programa social de Apoyo Directo a los Mas Pobres – JUNTOS³, mediante la focalización de los servicios en áreas de pobreza ha permitido la atención de 747,540 hogares afiliados al año 2019⁴ y hasta el año 2011, la atención en salud a más de 950 mil niños/as menores de cinco años (IODM, 2013) y ha ejecutado un presupuesto entre los años 2014-2019 de 4,686.28 millones⁵.

Este programa social mediante la entrega de un *conditional cash transfer* (CCT) tiene como objetivo reducir la pobreza y pobreza extrema; además, de eliminar su transmisión intergeneracional. Existe una amplia literatura que ha medido los efectos que tiene el programa sobre indicadores de educación (tasa de matrícula, asistencia escolar), empoderamiento de la mujer, salud (desnutrición, controles prenatales); sin embargo,

³ Como una unidad ejecutora de la Presidencia del Consejo de Ministros (PCM). Mediante la ley N° 29792 se dispuso en el 2012 la transferencia del Programa Juntos de la PCM al Ministerio de Desarrollo e Inclusión Social (MIDIS).

⁴ InfoMidis, diciembre (2019).

⁵ <http://sdv.midis.gob.pe/RedInforma/Reporte/Reporte/23>

dada la complejidad de medir mortalidad por la limitada cantidad de casos, solo Díaz y Saldarriaga (2017) han medido los efectos de esta intervención sobre la mortalidad neonatal. Complementariamente, en la literatura internacional se encuentra pocos estudios que en el marco de un CCT midan este tipo de indicadores de resultado (Brasil, Ecuador y México), aunque cabe resaltar que estos indicadores sí han sido medidos en contextos fuera de los CCT.

La contribución de la presente investigación es buscar capturar el efecto que tiene los CCT sobre indicadores indirectos como lo son la mortalidad infantil y en la niñez. Debido a la condicionalidad sobre la salud que impone el programa para ser parte de los beneficiarios, lo cual tendría efectos en los *outcomes* mencionados. El mayor ingreso disponible gracias a la propia transferencia monetaria, que redundaría en un mayor consumo del hogar (en gastos básicos y alimentación); y, además, los bienes y servicios para atender la salud que recibe a través de la condicionalidad que debe satisfacer para recibir la transferencia; en particular, aquellas vinculadas a salud prenatal e infantil (Dubios y Sadoulet, 2011). Mediante los controles prenatales, las vacunas y charlas educativas que reciben las madres se lograrían mejorar el estado de salud física y nutricional del niño y; con ello, una menor probabilidad de muerte durante los primeros años de vida. Para ello, se utilizará la metodología propuesta por Rosenbaum y Rubin (1983) conocida como *Propensity Score Matching (PSM)*, la cual permite crear un score en base a características observables para emparejar a los beneficiarios con aquellos no beneficiarios, cuya única diferencia sería el recibir el programa. Asimismo, se realizarán pruebas de robustez probando diferentes tipos de emparejamiento, el test de falsificación propuesto por Lee y Lemieux (2010), el test de covariables propuesto por Smith y Todd (2005); y, finalmente, el test de no observables propuesto por Rosenbaum (2002), el cual permitirá saber cómo las no observables podrían estar afectando los resultados.

Por otro lado, teniendo en consideración el diseño y priorización que tuvo el programa, el cual fue focalizando los distritos más pobres empezando por la Sierra del país, se propone medir los efectos heterogéneos del programa por región natural, es decir, Costa, Sierra y Selva. Adicionalmente, con la finalidad de identificar los canales de transmisión por los cuales el programa podría tener efectos sobre los indicadores de mortalidad infantil y en la niñez se calcularán los efectos del programa sobre indicadores

de resultado inmediato como intermedio. Para obtener una mejor interpretación de lo que puede estar afectando y una mejor focalización de políticas públicas se han calculado todos los indicadores para un tercer grupo, el cual está formado por niños/as menores de tres años. De esta forma, se tendrá efectos para menores de un año, menores de tres y cinco años.

La hipótesis planteada es que los beneficiarios del programa JUNTOS tienen menor probabilidad de morir en edades tempranas (infantes y niños/as) con respecto a los que no forman parte del programa (grupo de comparación). Para ello, se ha utilizado la Encuesta Nacional Demográfica y de Salud Familiar (ENDES) para el periodo 2014-2019. Además, se busca responder las siguientes preguntas de investigación:

- ✓ ¿Hay alguna reducción significativa de la probabilidad de mortalidad infantil y en la niñez que se pueda atribuir a JUNTOS?
- ✓ ¿Existen efectos diferenciados de la intervención por el ámbito regional? ¿En la sierra se presenta una menor probabilidad de mortalidad infantil y en la niñez que en la selva o costa?
- ✓ ¿Existen impactos en indicadores de resultado inmediatos e intermedios que influyan sobre en los canales de transmisión para reducir la mortalidad infantil y en la niñez?
- ✓ ¿Los resultados encontrados son robustos para los diferentes test de robustez realizados?

A continuación, se detallan las secciones en las que se encuentra dividido el presente trabajo. Capítulo 1 es la revisión de literatura en el cual se hace una síntesis sobre los factores que pueden influir en la muerte en edades tempranas, los efectos que tienen los CCT y específicamente los resultados del programa JUNTOS. El Capítulo 2 es la teoría de cambio que muestra cómo se daría el proceso desde los insumos del programa hasta generar el cambio en los indicadores de corto, mediano y largo plazo. Capítulo 3 brinda información sobre los datos, es decir, la cantidad de beneficiarios que tiene el programa por región natural y como está distribuido a lo largo del Perú. El Capítulo 4 explica la metodología de evaluación de impacto al detalle. El Capítulo 5 son los hechos estilizados que buscan mostrar cómo ha sido la tendencia de la variable principal y algunas

características generales de los beneficiarios del programa. El Capítulo 6 presenta los resultados de las regresiones; así como, los diferentes resultados de los test de robustez. Finalmente, el Capítulo 7 presenta las conclusiones del estudio y las recomendaciones de política pública derivadas de este.



Capítulo 1: Revisión de literatura

1.1. Factores determinantes de la probabilidad de muerte prematura

En la literatura se encuentran variables que están relacionadas o que son determinantes de la mortalidad para periodos tempranos de la vida. Entre estas, podemos encontrar variables que se encuentran bajo el control de los padres; por ejemplo, asignación al cuidado de los hijos, duración del periodo de lactancia; así como, variables que se encuentran predeterminadas como la educación de los padres, las cuales pueden influir en la probabilidad de muerte prematura. Entre los estudios que encuentran estos tipos de variables, Dammert (2001) analiza la relación entre la mortalidad infantil y el acceso a los servicios de salud para el periodo 1991-1996; para ello, utiliza la Encuesta Demográfica y de Salud familiar 1996 (ENDES) y el Censo de Infraestructura de Salud de 1996. Empleando una metodología no paramétrica (Kaplan-Meier), y paramétrica (modelo de riesgos proporcionales-Cox), la primera es utilizada con la finalidad de calcular la probabilidad de supervivencia; mientras que, la segunda, para medir el efecto que tiene las características individuales sobre la distribución de supervivencia.

Los resultados de la primera metodología encuentran que la función de supervivencia relacionada a las áreas rurales cae más rápido que para las áreas urbanas, donde la probabilidad de sobrevivir al primer mes es de 98% y 96% para el área urbano y rural, respectivamente; por otro lado, la supervivencia al mes 23 para el área urbano es de 97% y de 93% para el área rural. Asimismo, se encontró que los niños cuyas madres fueron asistidas durante el parto por un profesional de la salud tienen mayores probabilidades de sobrevivir que las madres que no fueron asistidas. Los resultados de la segunda metodología, en un primer momento, encuentran las variables que más influyen en que una mujer en edad fértil reciba atención de un profesional durante el parto, en donde, el nivel educativo de la madre, la lengua materna y la infraestructura de salud del distrito son las más relevantes. Luego, en un segundo momento, se estiman los determinantes de la mortalidad donde el intervalo entre nacimientos, el orden de nacimiento y el acceso a los servicios de salud son las variables que más influyen en la mortalidad infantil. Por cada año más de educación que tenga la madre se reduce el

riesgo de morir en 2% y 4% en áreas urbanas y rurales, respectivamente; en cuanto a la variable intervalo entre nacimientos se obtiene que a cuanto mayor sea el tiempo entre nacimientos, se reduce el riesgo de morir durante los dos primeros años de vida; la variable que mide el acceso a la salud muestra una relación negativa con el riesgo de morir, ya que el riesgo de los niños cuyas madres recibieron atención médica se reduce en 11% y 18% en áreas urbanas y rurales (Dammert, 2001). Además, Beltrán y Grippa (2006), empleando el modelo de duración de Cox, encuentran el área geográfica en donde se ubique el hogar tiene efectos sobre la mortalidad neonatal e infantil. En este sentido, aquellos niños/as que nacen en áreas rurales tienen mayor probabilidad de fallecer que aquellos que están espacialmente ubicados en áreas urbanas, esto podría estar determinado por el acceso que tienen las madres a un parto institucional y, a su vez, menor probabilidad de muerte de las madres.

En Bolivia, Córdova y Nicolaeva (2015) analizan los determinantes de la mortalidad infantil de niños menores de 59 meses usando la base de datos de las Encuestas Demográficas y Salud (ENDSA) para los años 2003 y 2008. Las variables dependientes del estudio son: mortalidad infantil (entre 0 y 11 meses de vida), mortalidad de niñez⁶ (entre 12 y 59 meses) y mortalidad de menores de cinco (entre 0 y 59 meses) y las variables independientes han sido clasificadas dentro de las siguientes categorías: a nivel individual (edad de la madre, sexo del niño, orden de nacimiento), a nivel del hogar (número de nacidos vivos, número de nacidos que viven, sexo del jefe del hogar) y a nivel contextual (zona de residencia, distancia al centro de salud, acceso a electricidad y agua potable). Empleando un análisis bivariado, los autores, obtienen que las variables a nivel individual que muestran una relación existente con la mortalidad infantil y la mortalidad de menores de cinco son el orden de nacimiento del niño en la familia, tamaño al nacer, duración de la lactancia, afiliación étnica, educación, ocupación y edad de la madre, con respecto a las variables a nivel de hogar es significativa la variable del tamaño de hogar; y a nivel contextual la variable distancia al centro de salud, tipo de residencia, acceso a electricidad y agua son variables significativas.

⁶ Es importante notar que los autores llaman mortalidad en la niñez a este rango de edad; sin embargo, no es lo que aplica comúnmente en la literatura.

Complementariamente, Narváez (1998) utilizando modelos multivariados (modelo de Cox y logísticos) analiza los determinantes de la tasa de mortalidad en la niñez, infantil y la post-infantil para el mismo país. Los resultados sobre el primer *outcome* muestran que el efecto de las condiciones socioeconómicas es un factor determinante en la probabilidad que tienen los niños menores de cinco años de sobrevivir; además, existe una relación negativa entre el nivel de educación de la madre con el riesgo de muerte de sus hijos. Adicionalmente, las madres adolescentes representan un mayor riesgo de muerte a sus hijos con respecto de las madres que poseen una edad media. Por otro lado, el uso de los servicios de salud a la hora del parto reduce la probabilidad de muerte. El autor, menciona la existencia del efecto paridez, el cual relaciona que a mayor cantidad de hijos que tiene la madre aumenta la probabilidad de muerte de sus futuros hijos. Por otra parte, para el indicador de mortalidad infantil explica que el riesgo de muerte se correlaciona con los resultados del indicador de mortalidad en la niñez; sin embargo, para esta variable, la lactancia explica de mejor manera la mayor reducción en el riesgo a morir, señalando que aquellos niños/as, menores de un año, que alguna vez lactaron tienen un 97% de probabilidad menos de morir de aquellos no fueron amamantados. Finalmente, para la variable de mortalidad post-infantil encuentra relación con factores exógenos que se podrían encontrar asociados a la condición socioeconómica y a factores reproductivos de la madre que, a su vez, tiene cierta relación con el nivel socioeconómico que tiene la familia.

Para el caso de Colombia, Jaramillo et al. (2018) investigan cuáles son los principales determinantes de la mortalidad de niños/as menores de un año. Para ello, emplean la base de datos del Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE) para el periodo 2003-2009. Utilizando la metodología *path* análisis hallan que los principales determinantes son el peso del niño, edad de la madre y la disponibilidad de servicios de salud. Los autores señalan que cuántos menos kilos pesa el niño/a al nacer, tendrá mayores probabilidades de fallecer; por otro lado, si la madre es mayor de 35 años, el niño/a tiene 3 veces más de probabilidades de morir que un hijo/a de una mujer menor de 20 años. Finalmente, acerca de la disponibilidad de los servicios de salud, encuentran que cuánto mayor número de camas materno infantil tenga el hospital, el niño/a tendrá menor probabilidad de morir.

Por otra parte, Pacheco (2012) para el caso de Costa Rica, evidencia aquellas variables que están correlacionadas con la probabilidad de muerte para los menores de cinco años. De esta manera, agrupa a los determinantes de la siguiente forma: (i) demográficos; (ii) económicos y fiscales; (iii) sociales; y, (iv) propios del sector salud. Sobre el primero, el autor menciona que varios autores (Hobcraft y otros, 1985; Arik y Arik, 2005; Hojman, 1996) señalan que existen cinco variables altamente correlacionadas con el *outcome* de interés, las cuales son: tasa de fertilidad, orden de nacimiento del niño/a fallecido (dentro de un conjunto de hermanos/as), sexo, edad de la madre y el uso de anticonceptivos. Sobre el segundo, menciona que los niños/as menores de 5 años concentran variables fiscales y económicas en donde la importancia del gasto público es relevante, es decir, una variación en los decesos dependiendo del PBI per cápita y la tasa de crecimiento económico. Manifestando que existen múltiples canales de transmisión entre el crecimiento económico y la mortalidad.

En primer lugar, el crecimiento permite mejorar el ingreso de las familias lo que representa mayor posibilidad de comprar alimentos y medicamentos apropiados para el infante. En segundo lugar, la recaudación fiscal mejora y es posible, de esa forma, mantener la asignación presupuestaria al sector salud, e incluso aumentarla cuando hay margen para ello. Tercero, el crecimiento influye (en un estilo de círculo virtuoso) en el comportamiento de las personas respecto a temas como salud y fertilidad, las cuales a su vez son determinantes de la mortalidad en niños/as (Pacheco 2012: 14).

Sobre el tercer determinante, las características de las viviendas se asocian a motivos de defunción por dos motivos: (i) la condición del estado de la vivienda es un reflejo de las condiciones de pobreza, podría intuirse un estado de pobreza al largo plazo; (ii) la carencia de servicios básicos (agua, energía, electricidad y saneamiento) potencia la aparición de problemas respiratorios o aparición de parásitos. Mientras que el cuarto factor se relaciona con la cantidad de camas hospitalarias, el ratio médicos/enfermeras, el porcentaje de población que cuentan con servicios de salud, la cobertura prenatal, tasas de vacunación, porcentaje de mujeres embarazadas con más de una consulta prenatal, cantidad de partos dados por personal calificados, la provisión de servicios de planificación en centros de salud, calidad de atención del parto, entre otros.

Finalmente, un estudio que busca identificar los factores de riesgos asociados a la mortalidad neonatal en Burkina Faso, utilizando un *matched case-control study* compara a los recién nacidos que murieron entre las primeras 24 horas después de nacer contra aquellos que nacieron dentro de este intervalo de tiempo (470 tratados y 470 controles). Para ello, toman en consideración el peso de los niños/as para que sean grupos comparables y el periodo de estudio es de mayo de 2009 a abril de 2010. En este sentido, Kaboré et al (2016) a través de una estimación por regresión logística condicional, encuentran que el Apgar⁷ score entre 4-7 o 1-3; el último sonido cardíaco registrado antes del parto (bradicardia); la inadecuada o la ausencia de cuidado prenatal; la resucitación del recién nacido y la remisión del recién nacido están asociados con el incremento de la probabilidad de muerte de los neonatos. Además, ser madre primeriza está correlacionado con menores probabilidades de muerte neonatal. Por ello, los autores concluyen que la mortalidad neonatal muy temprana está relacionada a las condiciones que afronta el recién nacido al momento de su nacimiento, el monitoreo del embarazo y los procedimientos médicos a los que se ven expuestos.

1.2. Impacto de los CCT sobre indicadores de salud

Los CCT han tenido un gran éxito en Latinoamérica. Esto lo podemos apreciar en los casos de Prospera (México), Familias en Acción (Colombia), Red de Protección Social (Nicaragua), Red de Oportunidades (Paraguay), PATH (Jamaica). A continuación, se mencionan algunos estudios y los impactos encontrados en diferentes programas.

Para el caso de México, Gertler (2004) mide tres indicadores de salud de los niños: la morbilidad (niños que experimentaron enfermedad 4 semanas antes de la encuesta), el retraso del crecimiento (dos desviaciones estándar debajo edad/sexo peso estandarizado) y la anemia (hemoglobina menor de 11 g/dL). Con ello, medir si el indicador de morbilidad es mayor para los niños/as beneficiarios de PROGRESA utilizando una regresión logística de la probabilidad de enfermedad (dummy como variable independiente). Encuentra que los niños/as beneficiarios tienen 25.3% menor

⁷ La puntuación de Apgar es una prueba para evaluar a recién nacidos poco después de su nacimiento. Esta prueba evalúa la frecuencia cardíaca del bebé, su tono muscular y otros signos para determinar si necesita ayuda médica adicional o de emergencia (<https://kidshealth.org/es/parents/apgar-esp.html>)

probabilidad de ser anémico y un crecimiento de un centímetro más durante el primer año del programa. Asimismo, Fernald, Gertler y Neufeld (2008), utilizando métodos de regresión lineal y logística, buscan determinar el efecto de una doble transferencia sobre aquellos niños/as que estuvieron afiliados al programa durante toda su vida. Los resultados muestran que el recibir una doble transferencia tiene impactos en un mayor Z-score, menor prevalencia de retrasos de crecimiento, menores índice de masa corporal y menor prevalencia de sobrepeso.

Por otro lado, Attanasio et al (2005), para calcular el impacto del programa Familias en Acción de Colombia, emplean el método de diferencias en diferencias, encontrando los siguientes resultados: niños/as menores de 24 meses incrementaron su Z-score en 0.161; la probabilidad de reportar diarrea se reduce en 0.10 puntos porcentuales (pp.) para niños menores de 48 meses que viven en áreas rurales y la probabilidad de que los niños/as cuenten con todas las vacunas, también, se ve incrementada.

En Brasil el programa de Bolsa Familiar ha sido estudiado por Shei et al (2014). Quienes utilizando la metodología del *propensity score matching* (PSM), buscan calcular el impacto del programa en indicadores de salud. Los resultados del estudio muestran incremento en el servicio de visitas preventivas. Los niños menores de 7 años presentaron mejores resultados en los controles de crecimiento, es decir, en vacunas, chequeos y el número de visitas de control. Asimismo, el estudio encuentra un efecto *spillover* positivo sobre los hermanos de los tratados, quienes incrementan sus controles de crecimiento, chequeos y mejora de la salud psicosocial.

Para el caso chileno, Troncoso y Henoch (2014) realizaron un estudio sobre los tres programas de transferencia condicionada en dicho país: Subsidio Único Familiar (SUF), Chile Solidario e Ingreso Ético Familiar (Asignación Social). Para evaluar el efecto de los tres programas se usó el método de *matching*, el cual consiste en comparar el nivel de las variables de una familia participante de una no participante, pero con características muy similares; las características elegidas fueron: ruralidad, edad, escolaridad del jefe de hogar, número de personas en el hogar, número de niños, adultos, personas en edad de jubilar. Entre los resultados principales se encontró que tanto el Subsidio Único Familiar como Chile Solidario han tenido un efecto positivo sobre la variable de control de niño/a sano; sin embargo, no se hallaron efectos significativos para

el caso de Asignación Social. El 30.0% de los beneficiarios más pobres del Subsidio Único Familiar tienen 0.04% más de probabilidad en asistir a sus controles de niño sano comparado con el grupo no beneficiario, por otro lado, considerando el mismo porcentaje que el caso anterior, los beneficiarios de Chile Solidarios tienen 0.04% más de probabilidad que el grupo control.

Por su parte, Rawlings y Rubio (2005) estudian los efectos en salud de los programas de transferencia de México, Colombia y Nicaragua. Para el caso de México, se evaluó el programa de transferencias condicionadas PROGRESA. Mediante un diseño experimental usando datos de panel con asignación aleatoria de las localidades que serían del grupo tratamiento o control. La metodología de estimación fue el de doble diferencias y obtienen que la tasa de enfermedad de niños entre 0 y 2 años ha tenido un impacto negativo de -4,7 pp. atribuibles al programa. También se evaluó el programa colombiano Familias en Acción, pero al contrario que el caso mexicano, se empleó una metodología *quasi-experimental* conocida como PSM. Los principales resultados muestran que la incidencia de diarrea de los niños menores de 6 años se redujo en 10 pp. en las áreas urbanas, pero no se obtuvo resultados significantes para el área rural. Finalmente, en Nicaragua, la Red de Protección Social (RPS), utilizan una aleatorización con datos de panel encontrando que el programa tiene un efecto mayor de 18.3% en los niños/as entre 12 y 23 meses para que obtengan el set de vacunas completas respecto al grupo de comparación.

Complementado los estudios realizados de los programas de transferencia monetaria en Centro América, Fiszbein y Schady (2009) miden el efecto de este tipo de programas sobre las visitas de los niños al centro médico para realizarse chequeos preventivos. Los programas evaluados fueron: Red de Protección Social de Nicaragua y el Programa de Asignación Familiar de Honduras. Para evaluar ambos programas se utilizó la aleatorización donde en Nicaragua la elección de los dos grupos se hizo a través de una lotería; mientras que, en Honduras, se tenía ya seleccionado a los 77 distritos que tenían la más alta tasa de desnutrición infantil que fueron aleatorizados en 4 grupos. Para el primer programa se encontró que tenía un impacto significativo del 13.0% en la probabilidad de que un niño/a entre 0 y 3 años sea llevado al centro de salud en los últimos 6 meses; mientras que, en el programa hondureño se halla un efecto del 20.0%

en la probabilidad de llevar a un niño al centro de salud por lo menos una vez en el último mes. Con relación a los resultados sobre la tasa de vacunación para el caso del programa nicaragüense se encuentra un efecto del 18.0% en la probabilidad de tener la cobertura total de las vacunas para menores de 6 años.

Por otra parte, aunque es escasa la literatura de los efectos de los CCT sobre indicadores de mortalidad en temprana edad se encuentran las siguientes investigaciones:

En el caso de Ecuador, Moncayo (2019) evalúa el efecto del Bono del Desarrollo Humano (BDH) sobre la tasa de mortalidad de los niños/as menores de 5 años en 144 provincias entre los años 2009 y 2014. Para ello, usó un modelo de panel con especificaciones de efectos fijos con datos del Instituto Nacional de Estadística y Censo (Datos de nacimiento y muertes del Censo Poblacional 2001-2010). La mortalidad infantil, según el autor, estaría asociada a cuatro causas: enfermedades diarreicas, desnutrición, infecciones respiratorias y causas externas (accidentes). Entre los resultados principales se encuentra que el BDH tuvo un efecto positivo sobre la disminución de la tasa de mortalidad infantil, ya que un incremento de 1.0% de la cobertura del bono estaba asociado a una reducción del 2.9% de esta tasa de mortalidad ocasionada por desnutrición; asimismo, dentro de los efectos más bajos observados fue la reducción de muertes a causa de infecciones respiratorias, el cual se reduce en 0.8% ante incrementos de cobertura.

Un estudio que aborda el caso de Brasil es el realizado por Suane de Araujo y Antunes (2017); en este se analiza el impacto del Programa de Bolsa Familiar (PBF) en la región semiárida (1,133 municipalidades) sobre la tasa de mortalidad infantil. Empleando el modelo de regresión lineal con efectos fijos encuentran que existe una relación negativa entre la cobertura del PBF y la tasa de mortalidad infantil, por cada incremento de 1.0% de cobertura, la tasa disminuye en 0.03%; esto se debe a que cada 6 meses los niños/as menores de 7 años reciben asistencia médica que previene, detecta y combate enfermedades (desnutrición, diarrea y anemia). Complementariamente, Rasella et al (2013), realizan un estudio sobre como el programa Bolsa Familiar afecta a la mortalidad infantil, utilizando un modelo de regresión multivariable de datos de panel. Los hallazgos de la investigación evidencian que la tasa de mortalidad en menores de 5

años disminuyó a medida que aumentó la cobertura de BFP. Por otra parte, Barham (2011) evalúa el impacto del programa Oportunidades (Prospera) en México sobre la mortalidad infantil y neonatal. La autora encuentra una reducción de 17.0% de la mortalidad infantil en áreas rurales; sin embargo, no encuentra efectos para la mortalidad neonatal.

La evaluación del programa Janani Suraksha Yojana (JSY) ha sido desarrollada por Lim (2017), quien utilizando información de del Instituto de las Ciencias Poblacionales de Mumbai, el cual contenía más de 620 mil datos de hogares (alrededor de 1000 datos por cada uno de los 593 distritos) de la India entre los años 2002 y 2004, busca evaluar el impacto del programa sobre indicadores de mortalidad. Adicionalmente, se recogieron datos de un segundo grupo justo antes de que los beneficiarios reciban el programa y un tercer grupo que fue encuestado entre el 2007 y 2009, luego de 2 a 3 años de iniciada la implementación del programa. Para ello, utiliza tres metodologías para medir los efectos: *exact matching*, *with versus without* y diferencias en diferencias. Para el primer método (*exact matching*) se usó la tercera base de datos, la cual contiene nacimientos después del 1 de enero del 2004, por lo que el análisis quedó restringido solo a este grupo, y se dividió a estos nacimientos en dos: los que recibieron el programa (tratados) y los que no lo hicieron (no tratados). El segundo método (*with versus without*), usa la segunda base de datos que sirve como línea de base y las observaciones tratadas se obtiene de la última base de datos.

Finalmente, el método de diferencias en diferencias permitirá analizar a las observaciones del grupo control y tratado controlando a nivel de variables por distrito como edad promedio de las madres, porcentaje de mujeres sin educación, proporción de nacimientos en el área rural y urbano, entre otras características. Los resultados con la metodología *exact matching*, encuentra que hubo una reducción de 3.7 muertes perinatales por cada 1000 embarazos y 2.3 muertes neonatales de cada 1000 nacimientos. Usando *with versus without*, la reducción fue de 4.1 muertes perinatales por cada 1000 embarazos y una disminución de 2.4 muertes neonatales por cada 1000 nacimientos. Finalmente, los resultados del método de diferencias en diferencias fue que

hubo una reducción de 14.2 muertes neonatales por cada 1000 nacimientos y de 6.2 para las muertes perinatales⁸.

1.3. Impactos del programa JUNTOS en indicadores de salud

En Perú el programa JUNTOS otorga un pago único a los hogares beneficiarios equivalente a S/ 100 soles mensuales hasta finales del año 2009; posterior a este año, a partir del año 2010, el monto asignado a los hogares es de S/ 200 soles bimensuales⁹. Esta transferencia queda a libre disposición de las familias con la condición de que cumplan compromisos de participación en áreas como salud, educación y nutrición, además de regularización de la situación legal de adultos y menores que no llegan a tener ni partidas de nacimiento ni DNI (Perova y Vakis, 2012). En la Tabla 1, se mencionan las corresponsabilidades que deben de cumplir los beneficiarios del programa (MIDIS, 2017):

Tabla 1 Corresponsabilidades de los beneficiarios

Miembro objetivo	Cumplimiento de corresponsabilidades
Gestantes	Acudir al establecimiento de salud para el control pre natal. Acudir al establecimiento de salud para el control de tamizaje de hemoglobina.
Niños/Niñas	Ser llevado al establecimiento de salud por los padres de familia o cuidadores para los CRED. Dando prioridad a los recién nacidos/as y niños/as hasta 36 meses. Los miembros seguirán siendo verificados en salud cuando: -Carezcan de oferta de educación inicial, hasta los 5 años. -Cumplan 3 a 6 años después del 31 de marzo porque no pueden matricularse en los niveles de inicial y primaria. Ser llevado al establecimiento de salud para el control de tamizaje de hemoglobina, desde los 4 hasta los 36 meses.
Estudiantes	Ser matriculado y permanecer en el sistema educativo escolar en todas las modalidades de Educación Básica. La escolaridad es verificada de acuerdo a la asistencia escolar.

Fuente: MIDIS (2017). Elaboración propia

⁸ En el *Anexo 2* se muestra la condicionalidad y los montos de cada uno de los programas de TMC de América Latina.

⁹ Sánchez and Rodríguez (2016) estiman que el monto de la transferencia anualizado representa el 13% del gasto monetario de las familias beneficiarias del programa.

Desde el 2005 hasta la actualidad se ha incrementado el número de beneficiarios y distritos que cubre el programa “Para el caso específico de JUNTOS hace nueve años llegaba a 70 distritos y contaba con 22,550 hogares afiliados teniendo como inversión 4,4 millones de nuevos soles. Para el año 2014, los hogares afiliados son 753,638 con una inversión mayor a 897 millones de nuevos soles y abarcando 15 departamentos del país” (MIDIS 2014: 5).

Entre las investigaciones que se han realizado al programa JUNTOS se halla la de Jaramillo y Sánchez (2012), quienes utilizando la metodología del PSM y el doble diferencias y la ENDES (2008, 2009 y 2010), encuentran que los niños que participan en el programa tienen mejoras en nutrición temprana, en otras palabras, encuentran una reducción sobre la desnutrición crónica extrema y mejores efectos en estos resultados para aquellos hogares que estuvieron mayor tiempo expuesto al programa y, que, a su vez, cuentan con madres con un mayor nivel de educación. En Trivelli y Díaz (2010), mediante un análisis cualitativo, señalan que el programa cambia la composición de ingresos de los más pobres, lo cual afecta su disposición de liquidez. La transferencia llega a representar aproximadamente el 25% de los ingresos monetarios de los hogares pobres; mientras que, representa el 30% de los ingresos para el caso de las personas que viven en situación de pobreza extrema. Este aumento del gasto monetario aumentaría la probabilidad de tener un mayor gasto en salud. Además, Arroyo (2010), quien también utiliza una metodología cualitativa, menciona que hay cambios en la salud intrafamiliar debido a un aumento significativo en el uso de los servicios de salud públicos. Esto deriva en una mejora en la higiene, la prevención y control de accidentes y lesiones a través de los talleres a los cuales asisten las madres; además, que evitaría el descuido de menores de edad y aumentar la participación en el cuidado de los hijos/as por parte del padre.

Por otra parte, Perova y Vakis (2009) utilizan el PSM como estrategia de estimación del impacto del programa JUNTOS. En este sentido, encuentran que para los niños/as menores de cinco años un aumento en la probabilidad de 22.0 pp. de ir a los chequeos médicos si es que sufren de alguna enfermedad, asimismo, encuentran un aumento de 7 pp. en la probabilidad de estar vacunados y estos resultados se mantienen cuando hacen una descomposición por la variable sexo. Adicionalmente, encuentran

efectos sobre el aumento de consumos de bienes; sin embargo, no hallan efectos sobre la desnutrición y la anemia. Finalmente, encuentran impactos pequeños sobre la matrícula en las escuelas (4 pp.). No obstante, los mismos autores realizan la evaluación del programa cinco años después de su implementación y en este caso utilizan variables instrumentales y PSM como sus metodologías de estimación. Perova y Vakis (2012), encuentran que el consumo de bienes aumentó en 15 pp. respecto a los controles, un aumento de 55 pp. en que los niños/as reciban atención cuando se encuentran enfermos de salud, pero no encuentran efectos sobre vacunación. Asimismo, un incremento en la probabilidad de asistencia a la escuela de 25 pp. Otros resultados muestran un mayor uso de anticonceptivos para las madres. Es importante mencionar que para ambas evaluaciones los autores utilizan la ENAHO.

También, Alcázar y Espinoza (2014) utilizan metodologías cuantitativas y cualitativas para evaluar los efectos del programa sobre el empoderamiento de la mujer. Utilizan dos fuentes de datos y dos metodologías de estimación diferentes. La primera es diferencias en diferencias para lo cual arman un pool de datos para el periodo 2004-2012 de la encuesta ENDES; mientras que, la segunda es un PSM para el cual usan la base de Niños del Milenio. Entre los resultados está que el programa genera un mayor poder de negociación por parte de las mujeres, lo cual permitiría que se involucren más en las decisiones del hogar. Sin embargo, estos efectos se diluyen cuando la zona geográfica es de difícil acceso y el nivel de educación es limitado.

Por su parte, Sanchez y Rodriguez (2016) realizan una síntesis de literatura sobre los principales resultados encontrados por diferentes evaluaciones al programa. En este sentido, se hallan efectos sobre el gasto de alimentos y en educación; reducción de desnutrición crónica severa, pero con la salvedad que los efectos encontrados dependen de la edad a la que los niños/as fueron expuestos por primera vez al programa. Y no encuentran efectos sobre el aprendizaje. Por otro lado, Díaz y Saldarriaga (2017), empleando la ENDES para el periodo 2000-2014 y la metodología de diferencias en diferencias, encuentran que JUNTOS incrementa el uso del cuidado prenatal, reduce las complicaciones obstétricas al nacer, la probabilidad de tener controles prenatales durante el primer trimestre del embarazo y el aumento de la probabilidad que las madres lleven a sus hijos a chequeos postnatales en un centro de salud.

Adicionalmente, Monge et al. (2017), utilizando el modelo de diferencias en diferencias y con data de información primaria, encuentran que el subsidio entregado por el programa genera liberaciones de las restricciones presupuestales con lo que el consumo per cápita del hogar ha sufrido un incremento, esto se traduce en un 7.0% mayor de gasto básico que incluye alimentos, salud y educación. Además, no encuentran impactos en salud prenatal (incremento de talla al nacer y el peso al nacer), aunque sí en incrementar los controles CRED en alrededor de 21 pp.; mientras que, en vacunas no encuentra evidencia. En una reciente investigación sobre el programa utilizando los datos de la encuesta de Niños del Milenio y empleando el modelo de diferencias en diferencias, Sánchez et al. (2020) hallan que para aquellos niños/as que estuvieron expuestos al programa entre los primeros cuatro años de vida mejores resultados en el estado nutricional y en el logro cognitivo en comparación con aquellos niños/as entre los cinco a ocho años; sin embargo, los autores mencionan que solo este último indicador fue significativo.

Finalmente, haciendo un balance sobre el efecto del programa JUNTOS en indicadores de salud, tenemos mejoras en nutrición temprana, aumento de la probabilidad de gasto en salud (bienes y servicios), incremento de un mayor uso de anticonceptivos, como, el mayor cuidado prenatal, reduciendo las complicaciones obstétricas al nacer y, por último, aumenta la probabilidad de que las madres beneficiarias lleven a sus hijos a sus controles de crecimiento y desarrollo (CRED). Dado que en la literatura se evidencia efectos en indicadores de resultados intermedios nos llevaría a suponer que podríamos encontrar efectos en la mortalidad infantil y en la niñez.

Capítulo 2: Teoría de cambio

La teoría de cambio permite organizar las variables de interés según una estructura causal que permita identificar los mecanismos por los cuales se generarían los cambios en la población intervenida. La teoría de cambio es la base para cualquier evaluación de impacto, ya que busca describir una secuencia de eventos que terminan generando resultados: analizan los supuestos y condiciones necesarios para que se pueda originar un cambio en la población intervenida, hacen explícito la lógica causal inscrita en el programa y trazan las vías lógicas causales de la intervención (Gertler et al, 2016). Esto a su vez, permite evidenciar los resultados que se pueden obtener en el corto plazo (resultados inmediatos), mediano plazo (resultados intermedios) y en el largo plazo (resultados finales) mediante el eslabonamiento de la cadena causal.

Por otra parte, aquellos resultados inmediatos se pueden atribuir directamente a la intervención dado que son producidos por las actividades y productos que ofrece el programa que, en el caso de JUNTOS, es la transferencia monetaria y las condicionalidades que tiene este; sin embargo, aquellos resultados del mediano y largo plazo son originados por acciones complementarias de varias políticas que buscan aminorar indicadores de resultado de la política sectorial y nacional (Monge et al, 2017).

La teoría de cambio se resume en el Gráfico 2, la cual permite visualizar desde los insumos con los que contaría el programa hasta los resultados que se esperarían que se generen luego de la implementación de la intervención. Luego de que el programa entregue los recursos monetarios a los beneficiarios y; además, proporcione enseñanzas sobre la salud preventiva y nutrición de sus hijos/as se esperaría tener un efecto sobre indicadores de salud de mediano y largo plazo.

En este sentido, dadas las características de JUNTOS, como un programa de transferencias condicionadas, este contribuye a reducir la mortalidad infantil a través de dos canales: i) el mayor ingreso disponible gracias a la propia transferencia monetaria, y ii) los bienes y servicios para atender la salud que recibe el niño/a a través de las condiciones que debe cumplir para recibir la transferencia.

Por un lado, la asignación de la transferencia o subsidio a los beneficiarios tendría como resultado que los hogares beneficiarios posean menos restricciones

presupuestarias para poder adquirir, un mayor consumo en bienes de salud. Ya que asumiendo a la salud como un bien normal, el aumento exógeno, proporcionado por el Estado, a los ingresos de la madre ocasionará que aumente la demanda en salud (por un efecto ingreso), ya que la madre tendrá una curva de indiferencia más alta y podrá consumir más en bienes de salud (Valdivia y Díaz 2007). Es decir, el dinero podría servir para costear transporte que les permita acceder a centros o postas de salud con el fin de aumentar la probabilidad de atención de los niños/as, asimismo, que puedan ir a las charlas de salud que reciben las madres de familia de las que aprenderían a cómo tener distintos cuidados de sus hijos/as; así como, una mejor prioridad en el consumo de alimentos nutritivos los cuales proporcionarían mayores niveles de vitaminas, hierro, entre otros y menor probabilidad de defunción en edades tempranas.

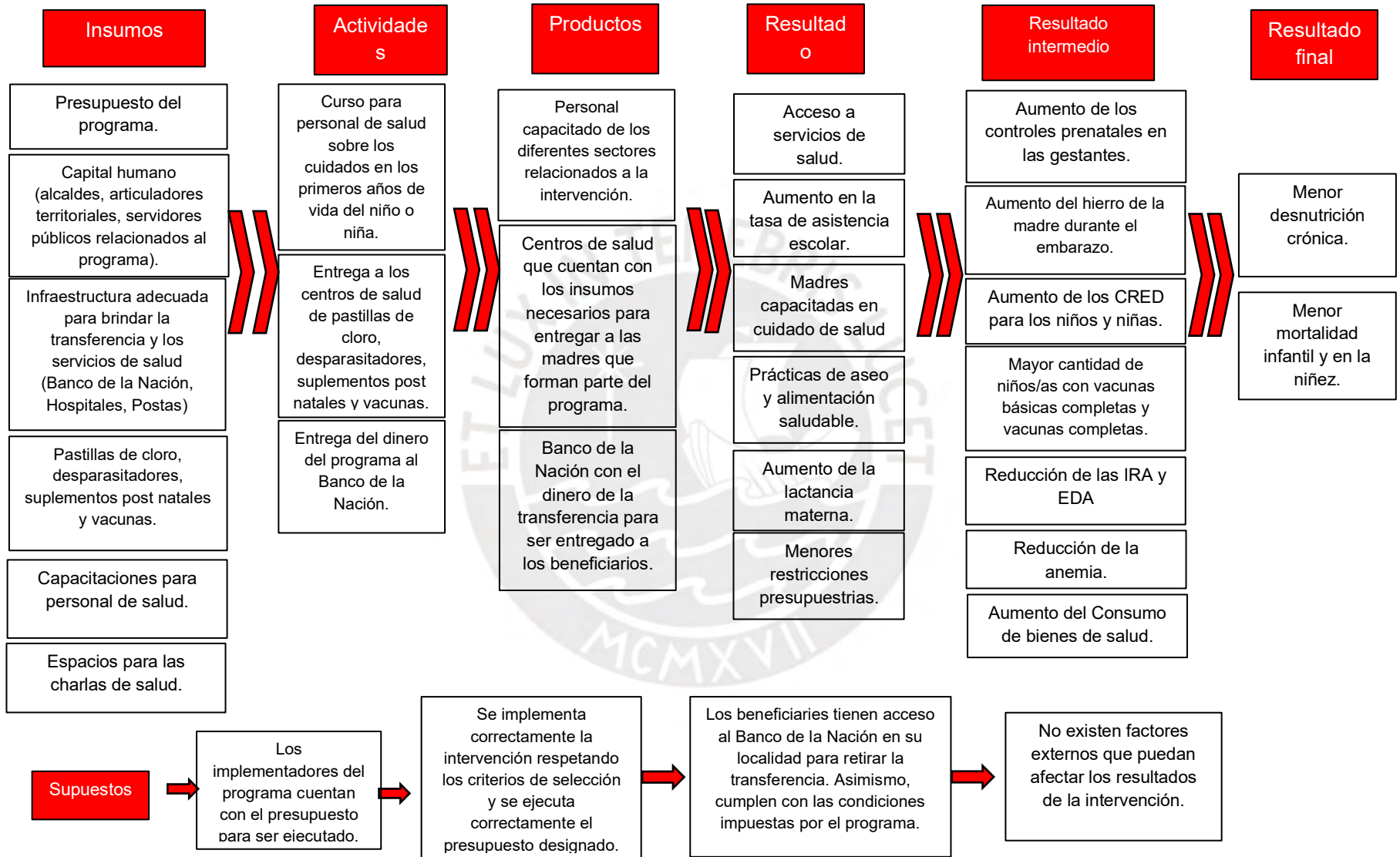
Por otro lado, el cumplimiento de las corresponsabilidades tiene efecto sobre los cuidados en salud de los niños/as, además de inculcar la importancia de la lactancia materna junto a mejores prácticas de higiene. Las corresponsabilidades exigen que las madres asistan a sus controles prenatales con lo que se expondrían a una mejor calidad de servicios de salud a través de la relación con especialistas (médicos y enfermeras), lo cual haría que la probabilidad de que la madre se encuentre en un óptimo estado nutricional sea mayor y como resultado los niños/as tendrían una probabilidad más alta de nacer con mayor peso. Para el caso de aquellas madres que tienen hijos menores a 5 años deben de asistir a los controles CRED y; además, contar con vacunación completa, lo cual reduce la probabilidad de defunción temprana (UNICEF, 2014); dadas estas condiciones, los efectos que generarían serían menor probabilidad de adquirir infecciones agudas respiratorias (IDA) y enfermedades diarreicas agudas (EDA); debido a que, los niños/as estarían protegidos de algunas enfermedades a los cuales podrían estar expuestos si es que no contaran con la medicina adecuada para su edad. En este sentido, al tener menor probabilidad de sufrir enfermedades en tempranas y tener un seguimiento a través de los controles (talla y peso para su edad) los niños/as menores de 5 años tendrían una menor probabilidad de sufrir desnutrición crónica; así como, una menor probabilidad de muerte infantil y en la niñez teniendo en cuenta con la cadena causal mencionada anteriormente.

Teniendo en cuenta la teoría de cambio, previamente, descrita para la presente investigación se ha propuesto medir impactos en indicadores de resultado inmediato, intermedios y finales para poder atribuir impactos al programa o analizar por qué no se estaría evidenciando esto. De esta manera, entre los indicadores de resultado inmediato se encuentra el acceso a servicios de salud; para los indicadores de resultado intermedio se utilizarán: controles prenatales, hierro en la madre, CRED, vacunas completas, anemia, IRA y EDA. Finalmente, para los indicadores de resultado final se utilizará: el indicador de desnutrición crónica de la OMS y los indicadores de mortalidad infantil y en la niñez.

No obstante, no debe de pasar desapercibido algunas variables no observables que podrían subestimar o sobre estimar los posibles resultados: i) El esfuerzo que la madre realiza, en la inversión de su tiempo, para cumplir con las capacitaciones, los controles y las vacunas y ii) El incremento en la asistencia a los programas de ayuda para el cuidado gestante y del niño. (se asume que dicha capacidad, antes de participar en el programa no es suficiente para cumplir con las indicaciones, puede ser por razones de ignorancia, lenguaje, etc. (Musgrove, 2007)).

Asimismo, dentro de los supuestos para que se cumpla toda la cadena causal se tiene que los implementadores del programa cuentan con el presupuesto necesario para la implementación de todas las actividades, se respetan los criterios de selección de beneficiarios y hay una correcta ejecución del presupuesto asignado, los beneficiarios cumplen con la condicionalidad del programa: además, de que cuentan con un Banco de la Nación cercano para poder retirar la transferencia; y, finalmente, no existen factores externos que puedan afectar los resultados de la intervención.

Gráfico 2 Teoría de cambio del programa JUNTOS



Fuente: Programa Juntos. Elaboración propia

Capítulo 3: Datos

Para responder a la pregunta de investigación se toma como hipótesis de trabajo que los niños/as que pertenecen a un hogar que recibió la transferencia condicionada tendrían una menor probabilidad de morir en edades temprana en dos grupos específicos de edades: menores de un año y menores de cinco años. En este sentido, se ha empleado la Encuesta Demográfica y de Salud Familiar (ENDES) tomando como periodo de estudio el 2014-2019 y la base de datos del INFOMIDIS, base pública que pone a disposición el Ministerio de Desarrollo e Inclusión Social que cuenta con la cantidad de beneficiarios a los tres niveles de gobierno. La ENDES entrevista a mujeres entre los 15 a 49 años y a sus hijos e hijas menores de cinco años. De acuerdo con su ficha técnica la encuesta tiene un nivel de inferencia nacional, por región natural y a nivel individual, donde el marco muestral se basa en el Censo Nacional de Población y Vivienda del año 2007.

Dado que la unidad observacional será a nivel individual y la base utilizada para este trabajo es de niños/as, los datos dado que son representativos a nivel individual, presentarían validez interna. Por otro lado, no se puede garantizar la existencia de validez externa, dado que el tratamiento no es otorgado de forma aleatoria dentro de todo este marco muestral. Problemas de compromiso (personas que han sido seleccionadas para recibir el tratamiento, pero que no aceptan la condicionalidad), spillover, políticos, etc. Podrían causar que no se cumpla la validez interna. Por lo tanto, debemos usar métodos cuasi experimentales que hagan comparables al grupo de tratamiento y al grupo de control para determinar el efecto del programa.

En este contexto, utilizando la información autoreportada por los hogares en la ENDES se busca encontrar el ATT¹⁰ para el periodo 2014-2019; además, se calculará efectos heterogéneos por región natural. Para ello, la metodología para encontrar los efectos causales es el *Propensity Score Matching (PSM) One-to-One*. Este periodo de análisis ha sido escogido por la cantidad de observaciones que se cuenta para calcular

¹⁰ Average Treatment on the Treated.

el efecto total del programa y tener la suficiente muestra para realizar el cálculo de los impactos heterogéneos¹¹.

Tabla 2 Cantidad de niños beneficiarios del programa JUNTOS por región – periodo 2009-2019

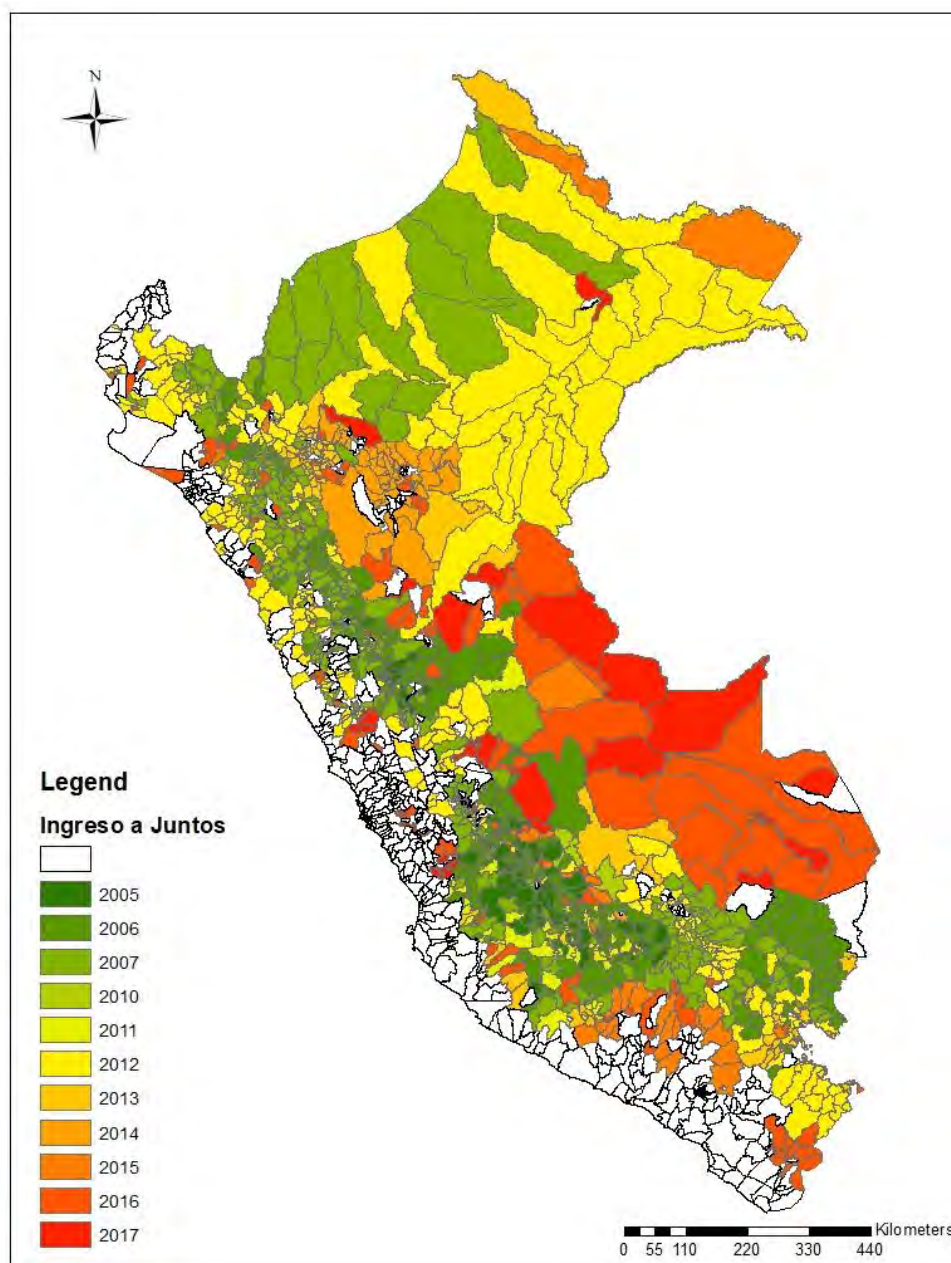
Año	No beneficiarios			Beneficiarios		
	Resto costa	Sierra	Selva	Resto costa	Sierra	Selva
2008	54	253	12	76	442	28
2009	114	946	133	117	1,258	97
2010	65	827	72	97	1,217	52
2011	86	989	98	155	1,201	110
2012	410	1,578	622	132	1,154	216
2014	219	1,756	685	291	1,840	476
2015	645	3,408	1,208	485	3,823	1,111
2016	752	3,564	3,007	475	2,845	933
2017	784	4,032	3,831	397	2,256	840
2018	689	4,144	3,461	471	2,906	1,110
2019	698	3,888	3,380	368	2,160	926

Fuente: ENDES. Elaboración propia

En el Gráfico 3, se puede apreciar cómo han ingresado los distritos al programa según su ubicación geográfica. En este sentido, hasta el año 2019, se han beneficiado 1,061 distritos del Perú. De los cuales, 756 son de la región Sierra, 181 en la región Selva y 124 en la región Costa, lo que representa el 71.3%, 17.1% y 11.7% respectivamente. Cabe resaltar que el 54.6% de los distritos que entraron a juntos lo hicieron entre el año 2005 al 2011 y de este porcentaje los que pertenecen a la región Sierra es el 88.1%. Es importante mencionar que durante los años: 2008, 2009, 2018 y 2019 no se han beneficiado a ningún distrito adicional.

¹¹ Cabe resaltar que no se cuenta con información del año 2013 (autoreporte); por lo que, no se ha realizado cálculos para ese año específico; así como, no se han realizado análisis de los años previos porque no se cuenta con suficiente muestra para todas las regiones.

Gráfico 3 Ingreso de distritos al programa JUNTOS por año



Fuente: INFOMIDIS y base administrativa. Elaboración propia

Por otra parte, para poder identificar cuáles serían los canales por los cuales la intervención tendría efectos sobre los *outcomes* principales de esta investigación (mortalidad infantil y en la niñez) y según lo expuesto en la TdC se calculará el efecto en variables de resultados inmediato e intermedio. Con esto, se podrá clarificar la interpretación de los resultados y, a su vez, evitar la existencia de una caja negra.

Asimismo, se ha identificado covariables relevantes según la revisión de literatura que se realizó en un apartado anterior de este documento más la consideración de algunas otras por criterio del investigador. A continuación, se presenta la lista de las diferentes variables utilizadas para la presente investigación¹²:

Tabla 3 Variables de resultados

Base	Nivel	Indicadores	Definición
ENDES	Individuo	Mortalidad en la niñez	Variable dicotómica que toma el valor de 1 si un niño o niña falleció y es menor de 5 años; en otro caso, 0.
		Mortalidad infantil	Variable dicotómica que toma el valor de 1 si un niño o niña falleció y es menor de 1 año; en otro caso, 0.
		Desnutrición Crónica Infantil (DCI) - OMS	Variable dicotómica que toma el valor de 1 si un niño o niña sufrió de desnutrición; en otro caso, 0.
		Anemia en niños/as	Variable dicotómica que toma el valor de 1 si un niño o niña sufrió de anemia; en otro caso, 0.
		Infecciones Respiratorias Agudas (IRA)	Variable dicotómica que toma el valor de 1 si un niño o niña sufrió de IRA; en otro caso, 0.
		Enfermedades Diarreicas Agudas (EDA)	Variable dicotómica que toma el valor de 1 si un niño o niña sufrió de EDA; en otro caso, 0.
		Vacunas completas	Variable dicotómica que toma el valor de 1 si un niño o niña recibió sus vacunas completas; en otro caso, 0.
		Vacunas Básicas completas	Variable dicotómica que toma el valor de 1 si un niño o niña recibió sus vacunas básicas completas; en otro caso, 0.
		Control de Crecimiento y Desarrollo (CRED)	Variable dicotómica que toma el valor de 1 si un niño o niña tuvo sus CRED; en otro caso, 0.
		Controles Prenatales	Variable dicotómica que toma el valor de 1 si un niño o niña algún control prenatal; en otro caso, 0.
		Acceso a seguro de salud	Variable dicotómica que toma el valor de 1 si un niño o niña tienes acceso a salud (SIS, ESSALUD); en otro caso, 0.
		Hierro madre durante el embarazo	Variable dicotómica que toma el valor de 1 si la madre tomó hierro durante el embarazo; en otro caso, 0.

Fuente: ENDES. Elaboración propia

¹² En el Anexo 3 se presenta la definición de los indicadores. Además, es importante mencionar que la variable controles prenatales es considerada un *outcome* (teoría de cambio), pero también se ha incluido en el análisis de variables de resultado final con la finalidad de que sirva como proxy de la motivación de la familia al llevar a sus hijos a los controles y que puedan afectar los resultados finales.

Tabla 4 Covariables

Base	Nivel	Covariables	Definición
ENDES	Individuo	Sexo del niño/a	Toma el valor de 1 si es hombre y 0 si es mujer.
		Orden de nacimiento	Orden de nacimiento del niño o niña
		Rural	Vive en un distrito rural valor 1; en otro caso, 0.
		Región	Región natural (Resto de Costa, Sierra y Selva)
	Hogar	Juntos	Beneficiario de JUNTOS valor 1; en otro caso, 0.
		Riqueza	Índice de riqueza del hogar
		Educación de la madre	Máximo nivel de educación de la madre
		Alumbrado eléctrico	Toma el valor de 1 si el hogar cuenta con electricidad; en otro caso, 0.
		Cantidad de controles prenatales	Número de controles prenatales de la madre
		Edad de la madre	Edad de la madre
		Agua no tratada	No realizó ningún tratamiento al agua para beber valor 1; en otro caso, 0.
		Niños/as	Cantidad de niños y niñas menores de 5 años
		Sexo del jefe del hogar	Jefe hombre valor 1; en otro caso, 0.
Medios de comunicación	La madre accede a medios de comunicación alguna vez		

Fuente: ENDES. Elaboración propia

Capítulo 4: Metodología

Para la identificación del grupo de tratamiento y de control, la presente investigación explota la información autoreportada en la encuesta a través de la pregunta si el hogar es beneficiario del programa JUNTOS que se realiza para cada año. En este sentido, se define al grupo de tratamiento a aquellos niños/as cuyo hogar es beneficiario del programa para el respectivo año de estudio; mientras que, los niños/as del grupo control son aquellos que mencionan no ser parte del programa.

La probabilidad de ser beneficiario de un programa social no es aleatoria. Asimismo, al diferenciarse las características observables, es decir, las covariables X , y los outcome Y , entre los grupos de tratamiento ($T = 1$) y control ($T = 0$), genera un problema de sesgo de selección. Esto tendría como un posible resultado el que se generen estimadores sesgados al no poder atribuir la diferencia entre los outcomes a la exposición al tratamiento y ; con ello; se eliminaría la posibilidad de poder afirmar la causalidad de los resultados (Lee, 2005).

La metodología del Propensity Score Matching (PSM) construye un grupo de comparación basado en un modelo de participación del tratamiento, T , condicionado a características observables, X , o a la propensión $P(X) = Pr\left(T = \frac{1}{X}\right)$. Rosenbaum y Rubin (1983), muestran que bajo ciertos supuestos la coincidencia en $P(X)$ es tan buena como la coincidencia en X . Los supuestos necesarios del modelo para que exista una correcta identificación del efecto del programa son:

4.1. La independencia condicional

La independencia condicional señala que, dado un conjunto de covariables observables X que no se ven afectadas por el tratamiento, los resultados potenciales Y son independientes de la asignación del tratamiento T . Si Y_i^T representa los outcomes de los participantes y Y_i^C los outcomes de los no participantes, la independencia condicional implica que:

$$(Y_i^T, Y_i^C) \perp T_i / X_i$$

Este supuesto es llamado como *unconfoundedness* (Rosenbaum y Rubin, 1983) e implica que la aceptación o participación del programa se basa enteramente en las características observables. Sin embargo, en caso se quiera estimar el ATT en oposición al ATE¹³ el supuesto es más débil:

$$Y_i^C \perp T_i / X_i$$

Se debe tener en cuenta que la independencia condicional es un supuesto fuerte y no es directamente testeable, ya que depende de características específicas del propio programa. Para ser beneficiario se toma en cuenta si el hogar se encuentra en pobreza o pobreza extrema y si en el hogar se encuentra al menos un miembro de la población objetivo (madres gestantes o niños menores de cinco años). Si es que características no observables determinan la participación en el programa, el supuesto de independencia condicional sería inválido; con esto, el PSM no sería un método adecuado para estimar efectos causales. Por ejemplo, si tenemos madres o padres que son más motivados se registran anticipadamente en el programa sabiendo los criterios de selección.

4.2. La existencia de un soporte común

El Segundo supuesto es el soporte común o, conocido también como, *overlap condition*: $0 < P(T_i = 1 | X_i) < 1$. Esta condición asegura que los tratados cuenten con observaciones "cercanas" en la distribución del propensity (Heckman, LaLonde y Smith 1999). Asimismo, la efectividad del PSM depende de tener un grande y aproximadamente mismo número de participantes y no participantes dentro de las observaciones; de esta manera, un área de soporte común puede ser encontrada.

Para estimar el ATT se puede relajar el supuesto a $P(T_i = 1 | X_i) < 1$.

En resumen, el supuesto de selección en observables remueve todos los posibles sesgos basados en estas características al condicionar por el propensity score, $P(X_i)$

¹³ Average Treatment Effect.

([Rosenbaum & Rubin, 1983](#)). Formalmente, dado el modelo logit de la probabilidad de ser beneficiario del programa JUNTOS,

$$\Pr(T_i = 1|X) \equiv p(X_i) = F(X_i'\gamma), \quad \text{tal que } F(z) \equiv \exp(z)/[1 + \exp(z)] \quad (1)$$

El efecto promedio sobre los tratados (ATT) será estimado:

$$\widehat{ATT} = \frac{1}{N_1} \sum_{i|T=1} [Y_i - \hat{Y}_i^0], \quad \text{donde } \hat{Y}_i^0(p_i) = \left\{ Y_j: |p_i - p_j| = \min_{j \in \{T=0\}} \{|p_i - p_j|\} \right\} \quad (2)$$

Donde Y_j representa la variable de mortalidad infantil o la mortalidad en la niñez, N_1 es el número de infantes o niños/as que han perdido la vida, $P(X_i)$ es el valor que toma la probabilidad estimada (predicha) de ser beneficiario del programa para el individuo i . De la misma manera, se puede derivar el Efecto Tratamiento Promedio (ATE) ([Jann, 2017](#)). Hasta este punto, la estrategia de identificación, enmarcada en un modelo de emparejamiento no asegura, ante la falta de una variación exógena, insesgidez ni causalidad ([Angrist y Pischke, 2009](#)); las cuales dependerán de nuestra estimación y de la selección de covariables lo cual no es trivial ([Lee, 2016](#)).

Para probar la robustez del modelo principal se realizarán las siguientes pruebas ([Cozzubo et al., 2021](#)):

- i. Sensibilidad ante no observables: el método propuesto por [Rosenbaum \(2002\)](#) permite evaluar en qué medida la estimación del ATE es robusta al no cumplimiento del supuesto de selección en observables. Para ello, las bandas de Rosenbaum miden el grado de sensibilidad de los resultados ante la presencia de variables no observables que afecten la probabilidad de tratamiento y la variable resultado. En caso de que los resultados sean muy sensibles a la presencia de variables no observables, se los deberán tomar con cautela.
- ii. Sensibilidad al método de emparejamiento: a modo de probar la robustez de la técnica de emparejamiento principal *one-to-one*, se estimará diferentes formas de

emparejamiento: (a) *caliper*, (b) *nearest neighbor* (probado con 5 vecinos) y, finalmente, (iii) kernel¹⁴.

- iii. Balance de covariantes: se aplicará el test de balance propuesto por Smith y Todd (2005) basado en la regresión de los covariantes contra la variable de tratamiento (T) y sus formas polinomiales de $\hat{p}(\mathbf{X})$.

Por ejemplo, para el covariante X_j y un polinomio de grado dos, se tendrá que

$$X_j = \zeta_0 + \zeta_1 \hat{p}(\mathbf{X}) + \zeta_2 \hat{p}(\mathbf{X})^2 + \zeta_3 \hat{p}(\mathbf{X})^3 + \zeta_d T + \zeta_{d1} \hat{p}(\mathbf{X})T + \zeta_{d2} \hat{p}(\mathbf{X})^2 T + \zeta_{d3} \hat{p}(\mathbf{X})^3 T + \varepsilon \quad (7)$$

Donde rechazar $H_0: \zeta_d = \zeta_{d1} = \zeta_{d2} = \zeta_{d3} = 0$ implicaría que X_j está desbalanceada entre los grupos.

- iv. Test de falsificación: siguiendo lo propuesto por Lee y Lemieux (2010), esta prueba busca testear la hipótesis que el efecto promedio es cero en covariables o en pseudo-outcomes sobre las cuales –por definición– no se debería encontrar ningún efecto del tratamiento.

¹⁴ Caliper: $\hat{Y}_i^0(p_i) = \{Y_j: \delta > |p_i - p_j| = \min_{j \in \{T=0\}} \{|p_i - p_j|\}\}$
 Kernel: $\hat{Y}_i^0(p_i) = \{j: |p_i - p_j| = \min_{j \in \{D=0\}} \{|p_i - p_j|\}\}$

Capítulo 5: Hechos estilizados

Analizando algunas características básicas de la base de datos y de las variables de resultado como para las covariables, para el periodo 2014-2019, se encuentra que el 10.5% de los niños/as menores de cinco años han fallecido. Asimismo, solo el 1.1% de los niños/as menores de tres años han fallecido; mientras que, para los niños/as menores de un año solo el 1.0% falleció. Estos resultados podrían brindar información sobre que la probabilidad de muerte en los niños/as entre cero y menos de cinco años, es mayor entre aquellos que tienen tres años a más pero menos de cinco.

Por otro lado, el 15.3% de los niños/as menores de cinco años sufren de desnutrición crónica infantil (OMS), para los menores de tres años este valor sufre un leve incremento siendo 15.8%; mientras que, para los menores de un año el valor es de 10.8%. Lo cual indicaría que después del primer año de nacido habría ciertos factores que podrían influir en una mayor tasa de desnutrición (cuidados de la madre y el padre, entre otros). Con respecto al indicador relacionado a la anemia, se encuentra una mayor prevalencia en infantes (62.6%), en los menores de tres años (47.5%) y, finalmente, en la niñez (36.2%). En relación con el indicador de infecciones respiratorias agudas se observa que, entre los menores de un año y los menores de tres años, los valores del indicador son muy similares de 15.8% y 15.7%, respectivamente; sin embargo, para los menores de cinco años este es de 14.6%. En la misma línea, para el caso de las enfermedades diarreicas agudas para los menores de un año, menores de tres años y cinco años, los valores encontrados son 14.4%, 16.3% y 12.5%, respectivamente. Los resultados de los últimos tres indicadores mostrarían reducciones en el porcentaje de la población que sufren este tipo de enfermedades al tener una mayor edad. Sin embargo, para el caso de la desnutrición se encuentra cierta prevalencia entre los menores de un año y aquellos menores de tres años.

En relación con los indicadores de acceso a algunos servicios básicos de salud para los tres grupos de estudio, se encuentra que entre el 83.0%-85.6% están inscritos en algún seguro de salud. Asimismo, se encuentra que, para todas las cohortes de edades, sus madres se han hecho por lo menos un control prenatal toma el valor entre un 98.4%-99.0%. El indicador de vacunación básica completa muestra que para los

niños/as menores de uno y tres años, el valor es de 78.4% y 75.6%, respectivamente; en cambio, para los menores de cinco años toma el valor de 63.1%. El indicador de vacunas completas muestra que para los menores de un año el 77.7% de esta población tiene completa sus vacunas, para los menores de tres años este valor cae hasta 47.5% y, finalmente, para los menores de cinco años el 38.0%. El 91.6% de las madres han recibido hierro durante el embarazo, lo que podría ayudar a reducir la probabilidad que los niños/as de edades tempranas sufran ciertas enfermedades como anemia, desnutrición, entre otras.

Por otra parte, el 90.4% de los hogares cuentan con alumbrado eléctrico dentro del hogar, en promedio las madres de los niños/as cuentan con educación secundaria; además, el 51.0%, aproximadamente, de la población objetivo son hombres; mientras que, el 49.0% mujeres. Asimismo, la condición socioeconómica de los niños/as, en promedio, es que son pobres. La cantidad de controles prenatales que, alrededor, tuvieron las madres han sido ocho y su edad ronda entre los 30 años; además, solo el 15% de sus hijos/as recibieron vitamina A después de los dos meses de haber nacido y el 98.5% de las madres accede a medios de comunicación. El orden de nacimiento de los niños/as de la muestra oscila entre ser los segundos o terceros hijos/as que sus padres tuvieron. El 13.6% de los hogares no trata el agua para beber lo cual podría aumentar la prevalencia de EDA para este subgrupo poblacional. Adicionalmente, en promedio en el hogar viven cinco personas y, de estas, aproximadamente, tienen un niño/a menor de cinco años. El 79.9% de los hogares tiene un jefe de hogar que es hombre y el 37.2% son hogares rurales.

Tabla 5 *Características descriptivas de las variables endógenas y exógenas, periodo 2014-2019*

Periodo / Año	2014-2019					
	Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
	Mortalidad en la niñez (0 a menor 5 años)	117,299	0.105	0.307	0	1
	Mortalidad de 0 a menor 3 años	62,316	0.011	0.104	0	1
	Mortalidad infantil (0 a menor 1 año)	19,012	0.010	0.101	0	1
	Desnutrición Crónica Infantil (DCI) - OMS (0 a menor 5 años)	106,908	0.153	0.360	0	1
	Desnutrición Crónica Infantil (DCI) - OMS (0 a menor 3 años)	62083	0.158	0.365	0	1

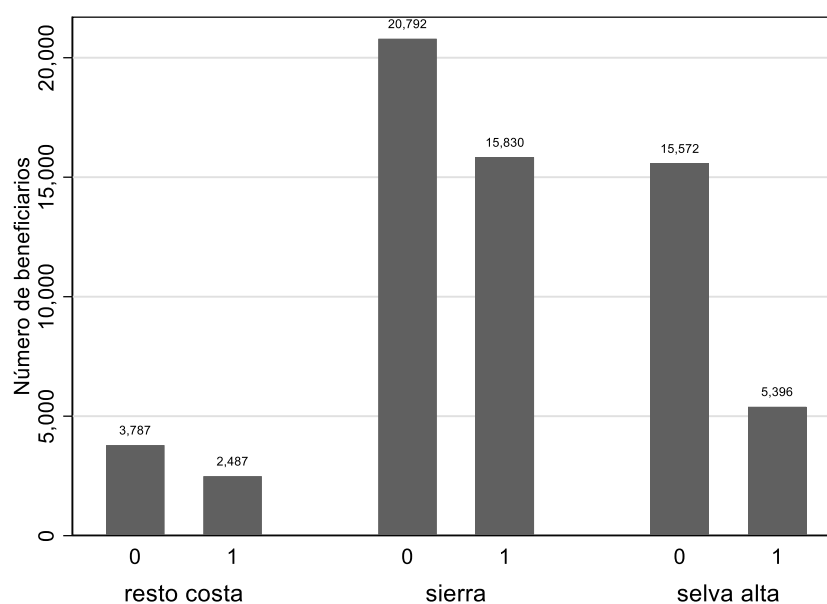
Periodo / Año	2014-2019				
	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
Desnutrición Crónica Infantil (DCI) - OMS (0 a menor 1 año)	18745	0.108	0.310	0	1
Control de Crecimiento y Desarrollo (CRED) (0 a menor 5 años)	125577	0.356	0.479	0	1
Control de Crecimiento y Desarrollo (CRED) (0 a menor 3 años)	61640	0.627	0.484	0	1
Control de Crecimiento y Desarrollo (CRED) (0 a menor 1 año)	18815	0.746	0.436	0	1
Infecciones Respiratorias Agudas (IRA) (0 a menor 5 años)	104915	0.146	0.353	0	1
Infecciones Respiratorias Agudas (IRA) (0 a menor 3 años)	61639	0.157	0.364	0	1
Infecciones Respiratorias Agudas (IRA) (0 a menor 1 año)	18815	0.158	0.365	0	1
Enfermedades Diarréicas Agudas (EDA) (0 a menor 5 años)	104916	0.125	0.331	0	1
Enfermedades Diarréicas Agudas (EDA) (0 a menor 3 años)	61639	0.163	0.370	0	1
Enfermedades Diarréicas Agudas (EDA) (0 a menor 1 año)	18815	0.144	0.352	0	1
Anemia en niños/as (0 a menor 5 años)	98,020	0.362	0.481	0	1
Anemia en niños/as (0 a menor 3 años)	53,244	0.475	0.499	0	1
Anemia en niños/as (0 a menor 1 año)	8,393	0.626	0.484	0	1
Hierro madre durante el embarazo	89,593	0.916	0.277	0	1
Vacunas Básicas completas (0 a menor 5 años)	125,577	0.631	0.482	0	1
Vacunas Básicas completas (0 a menor 3 años)	61,640	0.756	0.429	0	1
Vacunas Básicas completas (0 a menor 1 año)	18,815	0.784	0.412	0	1
Vacunas completas (0 a menor 5 años)	125,577	0.380	0.485	0	1
Vacunas completas (0 a menor 3 años)	61,640	0.475	0.499	0	1
Vacunas completas (0 a menor 1 año)	18,815	0.777	0.416	0	1
Acceso a seguro de salud (0 a menor 5 años)	112,504	0.856	0.351	0	1
Acceso a seguro de salud (0 a menor 3 años)	65,405	0.856	0.351	0	1
Acceso a seguro de salud (0 a menor 1 año)	19,799	0.833	0.373	0	1
Tuvo algún control prenatal (0 a menor 5 años)	125,291	0.990	0.099	0	1
Tuvo algún control prenatal (0 a menor 3 años)	66,172	0.987	0.114	0	1
Tuvo algún control prenatal (0 a menor 1 año)	20,001	0.984	0.126	0	1
Su hogar tiene alumbrado eléctrico	125,577	0.904	0.294	0	1
Nivel educativo de la madre	125,356	1.878	0.793	0	3
Sexo del niño/a	125,577	0.515	0.500	0	1
Condición socioeconómica	125,577	2.323	1.258	1	5
Número de controles prenatales	90,555	8.911	3.079	0	20
Order de nacimiento	117,299	2.483	1.663	1	16
Edad de la madre	119,011	30.908	7.728	12	49

Periodo / Año	2014-2019				
	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
Agua no tratada para beber	125,577	0.136	0.343	0	1
Número de miembros del hogar	125,577	5.245	2.034	1	21
Vitamina A después de nacimiento	90,830	0.150	0.357	0	1
Localidad rural	125,577	0.372	0.483	0	1
Número de niños/as menores <5 años	125,577	1.405	0.717	0	10
Accede a medios de comunicación	119,011	0.985	0.121	0	1
Sexo del jefe del hogar	125,577	0.799	0.401	0	1

Fuente: ENDES. Elaboración propia

El Gráfico 4 muestra la cantidad de niños/as que han sido beneficiarios del programa JUNTOS durante el periodo 2014-2019 por región. De esta manera, la región natural que tiene la mayor cantidad de beneficiarios es la sierra con un total de 15,830, seguida de la región selva con un total de 5,396 beneficiarios; mientras que, la costa tiene un total de 2,487, lo cual representa el 66.8%, 22.8% y el 10.5%, respectivamente.

Gráfico 4 Cantidad de beneficiarios por región, periodo 2014-2019 (1=beneficiario)

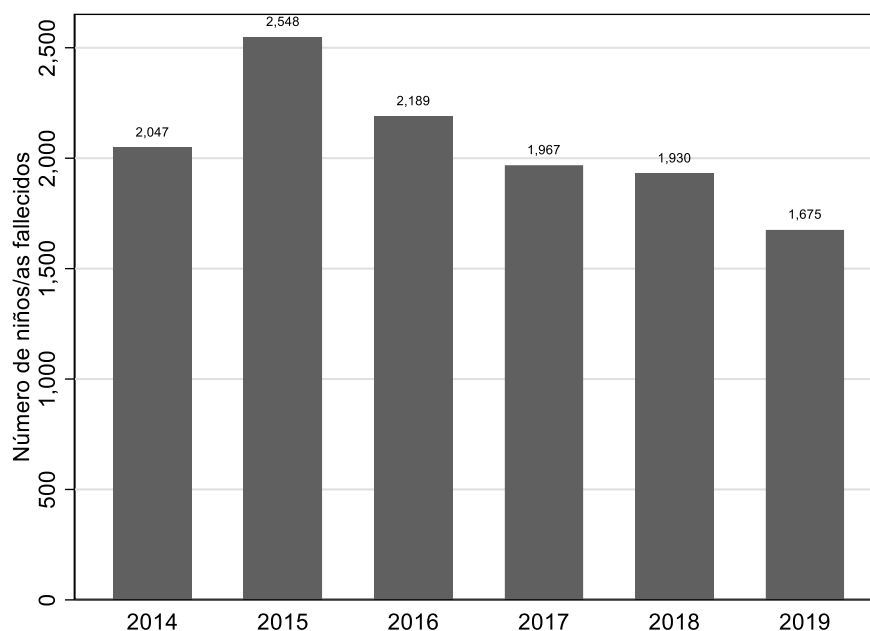


Fuente: ENDES. Elaboración propia

El Gráfico 5 muestra para el mismo periodo, mencionado en el párrafo anterior, la cantidad de niños/as fallecidos por año. En este sentido, el 2015 fue el año que tuvo una mayor cantidad de fallecidos menores de cinco años ascendiendo a 2,548; mientras que,

el año 2019 fue aquel que tuvo una menor cantidad de defunciones con 1,675. Sin embargo, solo entre los años 2014 al 2015 se dio un incremento del 24.5%; mientras que, después ha seguido una tendencia decreciente en el tiempo.

Gráfico 5 *Número de fallecidos menores de cinco años, periodo 2014-2019*



Fuente: ENDES. Elaboración propia

Si bien estos estadísticos muestran datos de toda la muestra, a continuación, se analizan estos indicadores, pero para el grupo de beneficiarios del programa JUNTOS. En este contexto, analizando la Tabla 6, se puede visualizar que de la población que recibe la intervención el 18.2% de los fallecidos son menores de cinco años, el 1.4% son menores de tres años; mientras que, el 1.2% son menores de un año. En comparación con toda la muestra se estos tres indicadores son más altos, lo cual puede estar correlacionado con las características de los hogares que reciben este programa al ser de bajos niveles de ingresos y condiciones de pobreza. De la misma forma, para los indicadores relacionados a desnutrición infantil para las cohortes de edad más altas se aprecia que, aproximadamente, el 29.0% de los beneficiarios sufren de esta condición, pero este valor es menor para los menores de un año (18.9%). En comparación con los descriptivos de toda la muestra, se encuentra que, para las cohortes de más edad, los beneficiarios de juntos tienen, alrededor, de un 13.0% mayor valor del indicador. No

obstante, para los menores de un año, el valor dentro del grupo de beneficiarios es muchos menor respecto al total de la muestra de este grupo de edad en alrededor de 16.7%. Esta misma tendencia se puede apreciar para el indicador relacionado a IRA, aunque la diferencia entre los menos de un año beneficiarios de juntos respecto al total de la muestra ya no es tan alto, pero aún positiva. Ya en los indicadores de EDA y anemia el grupo beneficiario del programa tiene valores más altos, es decir, tienen un valor promedio mayor que el valor de la media de todo el marco muestral.

Analizando los factores relacionados a acceso a salud como el estar en un seguro se puede apreciar que, en ambos rangos de edades, este indicador pasa el 90.0% de población que está afiliada a un seguro de salud y, es mayor, que el valor del marco muestral. Los indicadores relacionados con la vacunación son mayores para los beneficiarios del programa. Estos resultados pueden ser explicados por cómo es concebido el programa el cual asegura el acceso a la salud pública y la identificación de los beneficiarios del programa. Asimismo, mediante la condicionalidad exige a las madres que vayan a los controles prenatales y un acceso a vacunación de los hijos e hijas. En relación con los indicadores de si tuvo algún control prenatal, al menos uno, se aprecia valores similares entre el marco muestral y la población beneficiaria.

Por otra parte, los indicadores que nos brindan información sobre el hogar muestran, en la mayoría de los casos, que las valores que toman las características de los beneficiarios del programa son menores en relación con el marco muestral. En esta línea, el alumbrado eléctrico es menor, en alrededor, del 10.0% entre el marco y los beneficiarios. Asimismo, el nivel educativo de la madre es más bajo, hay un mayor hacinamiento en el hogar y una mayor cantidad de hogares que no tratan el agua antes de beberla.

Tabla 6 *Características descriptivas de las variables endógenas y exógenas para la metodología del PSM de los beneficiarios del programa, periodo 2014-2019*

Periodo / Año	2014-2019				
	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
Mortalidad en la niñez (0 a menor 5 años)	22,223	0.182	0.386	0	1
Mortalidad de 0 a menor 3 años	10,179	0.014	0.119	0	1
Mortalidad infantil (0 a menor 1 año)	3,071	0.012	0.109	0	1

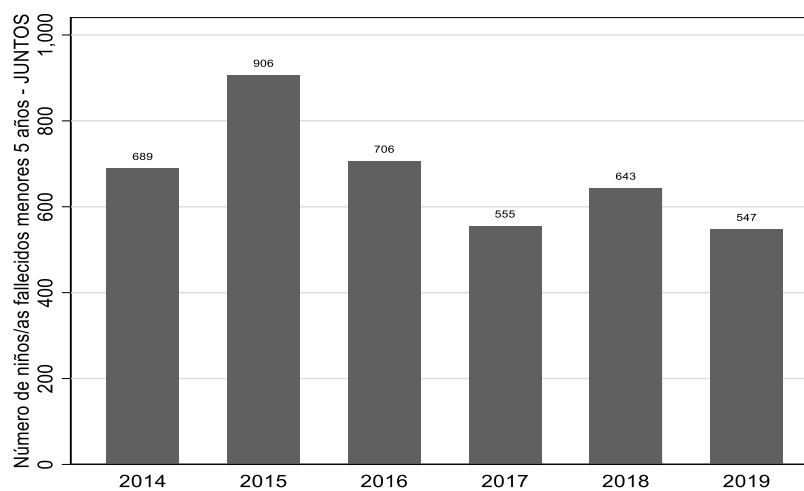
Periodo / Año	2014-2019				
	Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min
Desnutrición Crónica Infantil (DCI) - OMS (0 a menor 5 años)	18,664	0.291	0.454	0	1
Desnutrición Crónica Infantil (DCI) - OMS (0 a menor 3 años)	10,185	0.293	0.455	0	1
Desnutrición Crónica Infantil (DCI) - OMS (0 a menor 1 año)	3,045	0.189	0.392	0	1
Control de Crecimiento y Desarrollo (CRED) (0 a menor 5 años)	23,713	0.343	0.475	0	1
Control de Crecimiento y Desarrollo (CRED) (0 a menor 3 años)	10,034	0.712	0.453	0	1
Control de Crecimiento y Desarrollo (CRED) (0 a menor 1 año)	3,034	0.821	0.383	0	1
Infecciones Respiratorias Agudas (IRA) (0 a menor 5 años)	18,173	0.153	0.360	0	1
Infecciones Respiratorias Agudas (IRA) (0 a menor 3 años)	10,034	0.168	0.374	0	1
Infecciones Respiratorias Agudas (IRA) (0 a menor 1 año)	3,034	0.177	0.382	0	1
Enfermedades Diarréicas Agudas (EDA) (0 a menor 5 años)	18,174	0.114	0.318	0	1
Enfermedades Diarréicas Agudas (EDA) (0 a menor 3 años)	10,034	0.157	0.364	0	1
Enfermedades Diarréicas Agudas (EDA) (0 a menor 1 año)	3,034	0.151	0.358	0	1
Anemia en niños/as (0 a menor 5 años)	17,218	0.403	0.491	0	1
Anemia en niños/as (0 a menor 3 años)	8,738	0.530	0.499	0	1
Anemia en niños/as (0 a menor 1 año)	1,354	0.713	0.453	0	1
Hierro madre durante el embarazo	15,242	0.925	0.264	0	1
Vacunas Básicas completas (0 a menor 5 años)	23,713	0.628	0.483	0	1
Vacunas Básicas completas (0 a menor 3 años)	10,034	0.810	0.392	0	1
Vacunas Básicas completas (0 a menor 1 año)	3,034	0.812	0.391	0	1
Vacunas completas (0 a menor 5 años)	23,713	0.409	0.492	0	1
Vacunas completas (0 a menor 3 años)	10,034	0.531	0.499	0	1
Vacunas completas (0 a menor 1 año)	3,034	0.803	0.398	0	1
Acceso a seguro de salud (0 a menor 5 años)	19,595	0.945	0.228	0	1
Acceso a seguro de salud (0 a menor 3 años)	10,724	0.921	0.269	0	1
Acceso a seguro de salud (0 a menor 1 año)	3,191	0.840	0.367	0	1
Tuvo algún control prenatal (0 a menor 5 años)	23,641	0.992	0.090	0	1
Tuvo algún control prenatal (0 a menor 3 años)	10,850	0.988	0.107	0	1
Tuvo algún control prenatal (0 a menor 1 año)	3,223	0.985	0.120	0	1
Peso del niño/a (0 a menor 5 años)	16,664	3122.882	541.250	9	6000
eso del niño/a (0 a menor 3 años)	9,302	3121.371	528.824	500	5900
Peso del niño/a (0 a menor 1 año)	2,829	3139.841	499.523	900	5200

Periodo / Año	2014-2019				
Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
Su hogar tiene alumbrado eléctrico	23,713	0.807	0.395	0	1
Nivel educativo de la madre	23,672	1.419	0.649	0	3
Sexo del niño/a	23,713	0.518	0.500	0	1
Condición socioeconómica	23,713	1.272	0.515	1	4
Número de controles prenatales	15,364	8.719	2.828	0	20
Order de nacimiento	22,223	3.213	2.048	1	16
Edad de la madre	22,538	32.482	8.079	13	49
Agua no tratada para beber	23,713	0.159	0.366	0	1
Número de miembros del hogar	23,713	5.651	2.025	1	21
Vitamina A después de nacimiento	15,433	0.238	0.426	0	1
Localidad rural	23,713	0.764	0.424	0	1
Número de niños/as menores <5 años	23,713	1.420	0.785	0	10
Accede a medios de comunicación	22,538	0.963	0.189	0	1
Sexo del jefe del hogar	23,713	0.853	0.354	0	1

Fuente: ENDES. Elaboración propia

En el Gráfico 6, se observa el número de beneficiarios fallecidos menores de cinco años, en el periodo 2014-2019. En este sentido, se puede apreciar una tendencia decreciente después del año 2015, aunque con un pequeño incremento del 2017 al 2018 del 15.9%. En todo el periodo, el incremento más grande de muertes en la niñez se da del 2014 al 2015, el cual fue de un 31.5%; así como, la reducción más considerable ocurre del 2015 al 2016 con una reducción del 22.1%.

Gráfico 6 Número de beneficiarios fallecidos menores de cinco años, periodo 2014-2019



Fuente: ENDES. Elaboración propia

En la Tabla 7 se muestra los resultados del test de medias pre-emparejamiento, donde se ve una clara diferencia existente entre ambos grupos en la mayoría de las catorce variables utilizadas para el test. En el 2014, solo en tres variables no se observa diferencia entre tratados y controles; en el año 2015, cuatro de las catorce variables no presentan diferencias entre ambos grupos. Para el periodo 2016-2018, son dos variables que no presentan diferencias significativas; mientras que, para el año 2019 el 92.9% de las variables presentan diferencias significativas entre ambos grupos. Asimismo, la única variable constante que no presenta diferencias preexistentes en todo el periodo (2014-2019) es el sexo del niño/a. Otras variables que no muestran diferencias en más de un año se encuentra la cantidad de niños/as menores de cinco años que viven en el hogar. De esta manera, si es que se emplearía una regresión sin limpiar estos sesgos basados en características observables preexistentes tendríamos, por ende, un estimador sesgado del verdadero impacto de la intervención.

Tabla 7 Test de medias pre PSM, periodo 2014-2019

Variable	P-Value					
	2014	2015	2016	2017	2018	2019
Su hogar tiene alumbrado eléctrico	0.000	0.002	0.000	0.000	0.000	0.000
Nivel educativo de la madre	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Sexo del niño/a	0.272	0.466	0.826	0.307	0.709	0.142
Condición socioeconómica	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Número de controles prenatales	0.143	0.000	0.000	0.009	0.012	0.001
Orden de nacimiento	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Edad de la madre	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Agua no tratada para beber	0.189	0.349	0.001	0.000	0.766	0.002
Vacunas completas	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.001
Hierro madre durante el embarazo	0.030	0.000	0.000	0.045	0.000	0.010
Número de miembros del hogar	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Vitamina A después de nacimiento	0.002	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Localidad rural	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Número de niños/as menores <5 años	0.762	0.006	0.848	0.178	0.094	0.046
Accede a medios de comunicación	0.001	0.021	0.000	0.000	0.000	0.000
Sexo del jefe del hogar	0.000	0.187	0.000	0.000	0.000	0.000

Variable	P-Value					
	2014	2015	2016	2017	2018	2019
Región natural	0.000	0.430	0.000	0.000	0.000	0.000

Fuente: ENDES. Elaboración propia



Capítulo 6: Resultados

6.2. Balance de covariables

El balance de covariables tiene como objetivo el testeo del emparejamiento ya que busca evidenciar si, efectivamente, se han corregido las diferencias preexistentes entre ambos grupos sobre las variables utilizadas en esta metodología. Teniendo en cuenta el supuesto del PSM, se podría atribuir causalidad de los resultados encontrados a la intervención o programa evaluado (JUNTOS) sobre los *outcomes* planteados en la presente investigación. En este sentido, en las Tabla 8 y Tabla 9 muestran los resultados del balance para los niños/as menores de cinco años, se verifica que, solo en el 2017, de las 17 variables empleadas en el emparejamiento solo 2 mantendrían diferencias entre ambos grupos luego del emparejamiento y en los dos años siguientes solo 1 variable mostraría diferencias significativas. Por ello, se puede asegurar el balance de covariables entre los grupos de tratamiento y comparación. De la misma forma, analizando las covariables para los menores de un año y los menores de tres años se encuentran que el 94.12% de estas, para ambos grupos, son similares, como se observa en el Anexo 5, Anexo 6, y Anexo 7.

Tabla 8 Balance de covariables en menores de cinco años, periodo 2014-2016

Variables	Year: 2014			Year: 2015			Year: 2016		
	Treated	Control	P-value	Treated	Control	P-value	Treated	Control	P-value
Su hogar tiene alumbrado eléctrico	0.720	0.720	1.000	0.815	0.815	0.938	0.829	0.823	0.677
Nivel educativo de la madre	1.396	1.406	0.755	1.459	1.451	0.710	1.435	1.405	0.202
Sexo del niño/a	0.521	0.475	0.053	0.511	0.528	0.273	0.526	0.522	0.833
Condición socioeconómica	1.267	1.252	0.533	1.335	1.327	0.646	1.360	1.358	0.907
Número de controles prenatales	8.444	8.319	0.345	8.608	8.554	0.524	8.674	8.634	0.675
Orden de nacimiento	3.421	3.445	0.820	3.259	3.269	0.868	3.327	3.251	0.293
Edad de la madre	29.585	29.884	0.418	29.480	29.438	0.854	30.080	29.821	0.331
Agua no tratada para beber	0.190	0.177	0.502	0.155	0.159	0.706	0.146	0.137	0.450
Vacunas completas	0.379	0.356	0.304	0.503	0.494	0.543	0.550	0.551	0.972

Variables	Year: 2014			Year: 2015			Year: 2016		
	Treated	Control	P-value	Treated	Control	P-value	Treated	Control	P-value
Hierro madre durante el embarazo	0.905	0.903	0.873	0.921	0.905	0.052	0.933	0.947	0.089
Número de miembros del hogar	5.790	5.816	0.800	5.744	5.789	0.503	5.797	5.878	0.286
Vitamina A después de nacimiento	0.230	0.208	0.253	0.253	0.241	0.341	0.239	0.232	0.620
Localidad rural	0.801	0.789	0.520	0.749	0.731	0.165	0.716	0.714	0.907
Número de niños/as menores <5 años	1.493	1.570	0.027	1.555	1.572	0.447	1.533	1.519	0.586
Accede a medios de comunicación	0.971	0.972	0.887	0.976	0.976	0.921	0.974	0.962	0.059
Sexo del jefe del hogar	0.884	0.876	0.611	0.870	0.873	0.716	0.864	0.871	0.570
Región Natural	3.055	3.071	0.520	3.099	3.110	0.515	3.078	3.099	0.320

Fuente: ENDES. Elaboración propia

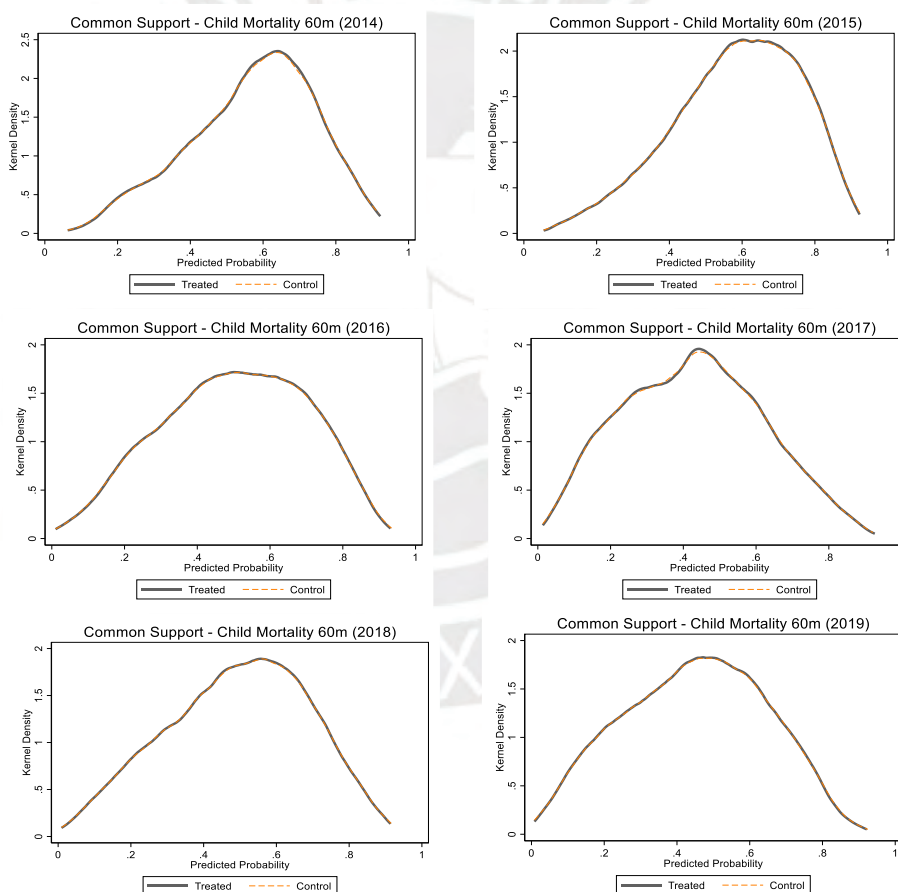
Tabla 9 Balance de covariables en menores de cinco años, periodo 2017-2019

Variables	Year: 2017			Year: 2018			Year: 2019		
	Treated	Control	P-value	Treated	Control	P-value	Treated	Control	P-value
Su hogar tiene alumbrado eléctrico	0.851	0.864	0.340	0.849	0.837	0.315	0.844	0.828	0.241
Nivel educativo de la madre	1.498	1.479	0.465	1.496	1.483	0.566	1.497	1.500	0.889
Sexo del niño/a	0.506	0.542	0.049	0.508	0.503	0.765	0.522	0.524	0.910
Condición socioeconómica	1.302	1.278	0.219	1.237	1.216	0.191	1.229	1.221	0.645
Número de controles prenatales	8.714	8.592	0.227	8.751	8.600	0.092	9.024	8.865	0.121
Orden de nacimiento	3.338	3.279	0.430	3.257	3.223	0.615	3.307	3.418	0.168
Edad de la madre	30.306	30.339	0.906	30.065	29.811	0.307	30.405	30.428	0.933
Agua no tratada para beber	0.142	0.156	0.274	0.151	0.179	0.023	0.141	0.166	0.067
Vacunas completas	0.554	0.514	0.028	0.567	0.563	0.789	0.600	0.572	0.145
Hierro madre durante el embarazo	0.942	0.926	0.087	0.955	0.965	0.126	0.946	0.942	0.621
Número de miembros del hogar	5.745	5.790	0.581	5.629	5.662	0.630	5.679	5.771	0.245
Vitamina A después de nacimiento	0.229	0.220	0.564	0.214	0.207	0.625	0.241	0.233	0.625
Localidad rural	0.713	0.702	0.515	0.769	0.778	0.525	0.772	0.781	0.556
Número de niños/as menores <5 años	1.494	1.517	0.380	1.493	1.538	0.055	1.455	1.510	0.043
Accede a medios de comunicación	0.975	0.980	0.380	0.956	0.958	0.870	0.962	0.956	0.444
Sexo del jefe del hogar	0.858	0.873	0.211	0.861	0.837	0.046	0.836	0.821	0.293
Región Natural	3.100	3.092	0.702	3.141	3.133	0.685	3.150	3.160	0.649

Fuente: ENDES. Elaboración propia

Por otro lado, el Gráfico 7 muestra el área de soporte común de la probabilidad predicha luego del emparejamiento los menores de cinco años. Es así como, luego del emparejamiento, las distribuciones del grupo de tratamiento y de comparación se traslapan. De esta manera, se evidencia la similitud de las probabilidades predichas para ambos grupos están dentro del mismo soporte común, es decir, que ambos grupos basados en características observables son comparables en el periodo de estudio 2014-2019. Estos mismos resultados se mantienen para los otros dos grupos, es decir, para los menores de tres años y menores de un año, donde las distribuciones se traslapan. En el **Anexo 9**, se puede observar los resultados para estos dos últimos grupos.

Gráfico 7 Soporte Común para menores de cinco años, periodo 2014-2019



Fuente: ENDES. Elaboración propia

6.2. Resultados base en la cobertura de servicios

Analizando los indicadores de cobertura de servicios, en la Tabla 10 se observa que el programa tiene un impacto positivo y significativo sobre la probabilidad de estar asegurado en un sistema de salud para todas las cohortes de edades. Específicamente, el efecto, para el año 2014, es el más elevado de todas las líneas de seguimiento (LdS) tomando valores de 18 pp. y 15.4 pp. para los niños/a menores de cinco años y aquellos menores de tres años, respectivamente. Mientras que, para los menores de un año el valor más alto ocurre en el año 2015 (8 pp.). Sin embargo, se encuentra una tendencia decreciente al pasar los años, pero los impactos positivos y significativos se mantienen para todas las cohortes de edad.

Adicionalmente, se encuentran impactos positivos y significativos en todo el periodo de estudios, para las cohortes de niños/as menores de cinco y tres años, en los indicadores de controles prenatales, vacunas básicas completas y el de vacunas completas. El tamaño del efecto para los controles prenatales se encuentra en el rango de 1.1-1.9 pp. para los niños/as menores de cinco años y desde 1.3-2.6 pp. para los menores de tres años. El rango del efecto para las vacunas completas está 8.5-15.8 pp. para los niños/as menores de cinco años y 8.3-15.4 pp. para los menores de tres años. Asimismo, los valores encontrados para el indicador de vacunas básicas completas se encuentran en los rangos de 5.5-13.6 pp. y 7.9-12.5 pp. para los niño/as menores de cinco y tres años, respectivamente. Sin embargo, para los menores de un año no se encuentran impactos positivos y significativos durante todos los años. En este sentido, para el indicador de controles prenatales a partir del año 2016 se encuentran impactos positivos y significativos entre el rango de 1.9-3.6 pp.; mientras que, los indicadores de vacunas básicas completas y el de vacunas completas solo se encuentran impactos en tres años de todo el periodo de estudio.

Con respecto al indicador de hierro durante el embarazo, se encuentran efectos positivos y significativos para los menores de cinco años a partir del 2015 hacia adelante. El efecto se encuentra en el intervalo de 2.1-2.6 pp. y solo para la primera LdS no se encuentra efectos significativos del programa. Para los menores de tres años, solo en los años 2014 y 2016 no se encuentran efectos; sin embargo, para el resto del periodo los efectos toman el valor entre 2.1-5.3 pp. Para los menores de un año no se encuentran

efectos significativos en ningún año de todo el periodo de estudio. Por otra parte, para los menores de tres años el indicador de CRED muestra efectos positivos y significativos durante todo el periodo de análisis, cuyos efectos están entre el 7.1-11.3 pp.; no obstante, para los niños/as menores de cinco años solo el 2014 se encuentra efectos positivos y significativos (3.5 pp.), pero el resto del periodo de evaluación no se encuentra ningún efecto para este rango etario; mientras que, para los menores de un año, se encuentra impactos significativos y positivos a partir del 2016 hacia adelante y cuyo valor se encuentra en el rango de 5.6-15.9 pp.; cabe resaltar, que los valores, para este último grupo, se reducen al pasar el tiempo.

En resumen, el programa JUNTOS tendría efectos positivos y significativos en la gran mayoría de indicadores de cobertura de servicios, es decir, los beneficiarios del programa tienen mayores probabilidades de tener acceso a un centro de salud, cuenten con las vacunas respectivas, las madres de los niños/as hayan tenido acceso a suplemento de hierro y ácido fólico para combatir la anemia durante el embarazo, lo cual puede estar explicado por los efectos encontrados en el indicador de controles prenatales sobre sus pares que no forman parte de la intervención pero que tienen características similares. Un resultado llamativo es el hecho que los efectos sobre los CRED se hallen para los menores de tres años y menores de un año, pero no se encuentren efectos cuando estos salen de esta etapa. Lo cual podría indicar que existe una mayor preocupación de las madres y padres entre los primeros años de vida de estos, pero que al pasar el tiempo podría existir un relajamiento respecto al chequeo de sus hijos/as. Asimismo, estos resultados son los esperados de acuerdo con la TdC y la revisión de literatura ya que la condicionalidad del programa haría que el grupo de beneficiarios acceda a servicios básicos para asegurarse recibir la subvención mensual; mientras que, el grupo de comparación al no tener la condicionalidad y que en su mayoría los niveles de educación no son muy altos podrían explicar estos resultados.

Tabla 10 Resultados en indicadores de acceso a servicios, periodo 2014-2019

Indicadores	LdS	Niños menores de 60 meses	En niños menores de 36 meses	En niños menores de 12 meses
Acceso a seguro de salud	2014	0.180*** (0.021)	0.154*** (0.029)	0.072* (0.055)
	2015	0.131*** (0.013)	0.110*** (0.018)	0.080** (0.036)
	2016	0.106*** (0.012)	0.094*** (0.016)	0.040* (0.031)

Indicadores	LdS	Niños menores de 60 meses	En niños menores de 36 meses	En niños menores de 12 meses
	2017	0.104*** (0.011)	0.082*** (0.015)	0.065** (0.029)
	2018	0.081*** (0.010)	0.073*** (0.013)	0.051** (0.025)
	2019	0.053*** (0.009)	0.057*** (0.012)	0.047** (0.025)
Controles Prenatales	2014	0.011** (0.006)	0.026** (0.012)	0.010 (0.024)
	2015	0.012*** (0.004)	0.013** (0.007)	0.012 (0.012)
	2016	0.016*** (0.004)	0.022*** (0.008)	0.021* (0.016)
	2017	0.019*** (0.005)	0.021*** (0.008)	0.024** (0.014)
	2018	0.012*** (0.004)	0.017*** (0.007)	0.019* (0.014)
	2019	0.013*** (0.004)	0.013** (0.007)	0.036*** (0.014)
Vacunas Básicas completas	2014	0.158*** (0.027)	0.126*** (0.034)	0.030 (0.057)
	2015	0.128*** (0.016)	0.151*** (0.020)	0.141*** (0.038)
	2016	0.127*** (0.017)	0.154*** (0.021)	0.165*** (0.036)
	2017	0.101*** (0.017)	0.110*** (0.020)	0.041 (0.035)
	2018	0.085*** (0.015)	0.095*** (0.019)	0.057*** (0.030)
	2019	0.092*** (0.016)	0.083*** (0.020)	-0.015 (0.030)
Vacunas completas	2014	0.055** (0.025)	0.086*** (0.032)	0.027 (0.057)
	2015	0.126*** (0.018)	0.117*** (0.022)	0.151*** (0.039)
	2016	0.136*** (0.019)	0.125*** (0.023)	0.161*** (0.037)
	2017	0.116*** (0.019)	0.085*** (0.023)	0.039 (0.035)
	2018	0.081*** (0.018)	0.116*** (0.022)	0.044** (0.030)
	2019	0.103*** (0.019)	0.079*** (0.025)	-0.017 (0.030)
CRED	2014	0.035* (0.028)	0.097*** (0.034)	0.050 (0.057)
	2015	0.015 (0.018)	0.087*** (0.021)	0.159*** (0.039)
	2016	0.019 (0.019)	0.113*** (0.022)	0.157*** (0.036)
	2017	0.019 (0.019)	0.084*** (0.022)	0.119*** (0.035)
	2018	0.018 (0.018)	0.094*** (0.021)	0.066** (0.030)
	2019	-0.011 (0.019)	0.071*** (0.023)	0.056** (0.030)
Hierro madre durante el embarazo	2014	0.017 (0.019)	0.001 (0.019)	0.000 (0.034)
	2015	0.026*** (0.011)	0.053*** (0.011)	-0.014 (0.024)
	2016	0.026*** (0.011)	0.012 (0.011)	0.021 (0.025)
	2017	0.021** (0.011)	0.024** (0.011)	0.000 (0.019)
	2018	0.024*** (0.010)	0.021** (0.010)	0.023 (0.019)
	2019	0.026*** (0.010)	0.021** (0.010)	0.024 (0.022)

Fuente: ENDES. Elaboración propia

6.3. Resultados base en indicadores de salud

Los resultados sobre indicadores de salud, que se muestran en la Tabla 11, relacionados a enfermedades que pueden afectar a los niños/as se encuentran impactos en las IRA solo en el año 2016 para los menores de tres y cinco años; sin embargo, no se encuentran efectos para los menores de un año. Donde hay una reducción en la probabilidad de sufrir esta enfermedad de 3.1 pp. Y 2.7 pp. Para menores de cinco años y los menores de tres años, respectivamente. No obstante, no se encuentran efectos para

el resto del periodo de estudio. Con relación al indicador de EDA, se encuentran efectos negativos y significativos entre el 2014-2018 cuyos valores se encuentran en el intervalo de 2.2-3.6 pp. Para los niños/as menores de cinco años; sin embargo, para los menores de tres años se encuentran efectos negativos y significativos en tres años diferentes (2014, 2015 y 2018), cuyo valor del estimador se encuentra en el intervalo 4.2-5.8 pp. Sin embargo, para los menores de un año no se encuentran efectos significativos estadísticamente.

Con relación al indicador de anemia para los menores de un año se encuentran efectos positivos y significativos, es decir, un aumento en la probabilidad de tener esta condición de 11.4 pp., 12.1 pp. Y 7.9 pp., para los años 2015, 2016 y 2019, respectivamente. Mientras que para los menores de cinco años se encuentran impactos significativos y negativos, es decir, se reduce la probabilidad de que sufran de este estado, en los años 2015, 2016 y 2018 en 2.8, 5.1 y 2.7 pp., respectivamente. Mientras que, para los menores de tres años, se encuentra una reducción de la anemia de 6 pp. Y 4.6 pp. Para los años 2014 y 2019, respectivamente. Sin embargo, en el 2017 se encuentra un impacto no esperado de 5.5 pp. Del aumento de la anemia para este grupo etario.

Por otra parte, analizando los indicadores de resultado final, es decir, la desnutrición y la mortalidad infantil, la mortalidad en menores de tres años y la mortalidad en la niñez se encuentra que para el primero se encuentran efectos no esperados para todas las cohortes de edad; mientras que, para los indicadores relacionados a mortalidad se encuentran impactos en una o, máximo, dos LdS. Con respecto al indicador de desnutrición, se encuentran efectos positivos y significativos en cinco de los seis años que conforman el periodo de análisis con un valor mínimo de 2 pp. Y un valor máximo de 8.9 pp. Para los menores de cinco años; en cambio, para los menores de tres años en los dos primeros años del periodo de estudio no se encuentran efectos, pero sí el resto de los años; mientras que, para los menores de un año el valor mínimo es de 6.5 pp. Y el máximo es de 9.6 pp. Cabe resaltar, que el valor para todos los grupos etarios empieza siendo muy altos (8.9 pp. Para los menores de tres y cinco años, pero para los menores de cinco años en el 2014 y para los menores de tres años en el 2016, pero para los menores de un año es de 9.6 pp. En el 2014), pero con el transcurso del tiempo este valor

toca su mínimo en el año 2018 (2 pp. Para los menores de cinco años y 2.7 pp. Para los menores de tres años) pero aumenta para el 2019 (4.5 pp. Para los niños/as menores de cinco años y 5.1 pp. Para los menores de tres años), aunque no llega al valor inicial donde se encuentra por primera vez efectos positivos y significativos. Para el grupo menor de un año esta reducción, también, es menor respecto al periodo inicial pero no se aprecia una caída tan grande con relación a las otras dos cohortes de edad.

Respecto al indicador de mortalidad en la niñez y la infantil se encuentra que para el primero existe un impacto significativo y negativo, es decir, se reduce en 0.7 pp. En el año 2016; no obstante, en los otros años no se encuentran efectos. Con respecto al indicador de mortalidad infantil se encuentra un resultado similar para el año 2017, es decir, una reducción de 0.8 pp.; sin embargo, el siguiente año se observa un resultado no esperado de un aumento en la probabilidad de muerte infantil de 0.7 pp.

En resumen, los beneficiarios de JUNTOS tendrían una menor probabilidad de sufrir EDA en ambas cohortes de edades. Asimismo, una menor probabilidad de sufrir anemia para los niños/as menores de 5 años y los infantes diferenciados por el año de análisis. En relación con la desnutrición si bien los resultados son efectos no esperados existe una tendencia decreciente con el pasar del tiempo. Asimismo, se encuentran impactos en la reducción de la mortalidad infantil y en la niñez en años específicos y por subgrupos. Los efectos encontrados en los indicadores de salud son, en su mayoría, los esperados dentro de la teoría de cambio y, dado por los efectos encontrados en la cobertura de servicios.

Como se menciona en el apartado anterior, JUNTOS tiene efectos considerables en el acceso a este tipo de servicios; con ello, se justificarían los resultados sobre los indicadores de corto plazo como las EDA y anemia. Asimismo, se encuentra una reducción con el transcurso de los años en el indicador de desnutrición infantil. Adicionalmente, el resultado encontrado para los niños/as menores de cinco años en la reducción de la muerte en la niñez, en el 2016, se puede explicar por una serie de efectos que se dieron durante el mismo año. En este sentido, hubo impactos positivos y significativos en la mayoría de los indicadores de cobertura; además, que es el único año donde existe impactos en la reducción de IRA, EDA, anemia, una mayor desnutrición infantil y, finalmente, una reducción en el indicador de mortalidad en la niñez.

Adicionalmente, observando los datos descriptivos sobre este indicador se evidencia una caída la cantidad de fallecidos del 2015 al 2016 para aquellos beneficiarios de JUNTOS. Lo cual estaría explicado por lo anteriormente mencionado.

Por otra parte, la reducción de la mortalidad para los menores de tres años para el año 2017, de la misma forma que el indicador relacionado a la mortalidad en la niñez estaría relacionado a la mayor cobertura; sin embargo, se debe de tener en cuenta que los efectos en los otros indicadores de salud no son los realmente esperados. Asimismo, para los menores de tres años para el año 2018 se encuentra un aumento en la mortalidad infantil. En los descriptivos se encuentra una reducción entre el año 2015 al 2017 del número de fallecidos, es probable que esa reducción de la mortalidad infantil entre el 2016 al 2017 se evidencie en el indicador; sin embargo, para el año 2018, se observa un aumento del número de infantes fallecidos, lo cual podría deberse a factores externos, pero no es un resultado permanente en el tiempo.

Con respecto a la mortalidad infantil se encuentra efectos significativos del programa sobre la reducción de este indicador para el año 2019. Lo cual puede estar explicado por los efectos sobre el acceso a salud, los controles prenatales y el CRED. Ya que en esta cohorte de edad la importancia de que los padres tengan acceso a seguros de salud para que pueda la madre recibir los controles prenatales y con el nacimiento del niño/a vayan a sus CRED, sería fundamental para reducir la probabilidad de muerte en esta etapa de la vida.

Tabla 11 Resultados en indicadores de acceso a salud, periodo 2014-2019

Indicadores	LdS	Niños menores de 60 meses	En niños menores de 36 meses	En niños menores de 12 meses
IRA	2014	0.017 (0.021)	0.018 (0.027)	0.048 (0.043)
	2015	-0.001 (0.014)	0.016 (0.017)	0.022 (0.031)
	2016	-0.031** (0.015)	-0.027* (0.019)	0.012 (0.031)
	2017	0.015 (0.014)	0.020 (0.018)	0.054 (0.031)
	2018	-0.003 (0.013)	0.002 (0.017)	0.026 (0.028)
	2019	-0.009 (0.014)	-0.016 (0.019)	-0.015 (0.031)
EDA	2014	-0.030* (0.021)	-0.042* (0.027)	-0.045 (0.045)
	2015	-0.027* (0.014)	-0.058*** (0.018)	-0.011 (0.032)
	2016	-0.036*** (0.014)	-0.013 (0.019)	0.020 (0.029)
	2017	-0.034*** (0.014)	0.006 (0.018)	0.019 (0.030)
	2018	-0.022** (0.012)	-0.049*** (0.017)	-0.034 (0.028)
	2019	-0.007 (0.013)	0.009 (0.019)	0.005 (0.029)
Anemia	2014	0.008 (0.031)	-0.060* (0.038)	-0.039 (0.087)
	2015	-0.028* (0.020)	-0.006 (0.025)	0.114** (0.059)

Indicadores	LdS	Niños menores de 60 meses	En niños menores de 36 meses	En niños menores de 12 meses
	2016	-0.051*** (0.021)	0.027 (0.027)	0.121** (0.059)
	2017	-0.011 (0.020)	0.055** (0.026)	-0.038 (0.055)
	2018	-0.027* (0.019)	0.002 (0.025)	0.061 (0.056)
	2019	-0.005 (0.021)	-0.046** (0.027)	0.079* (0.060)
DCI según criterio OMS	2014	0.089*** (0.025)	0.063 (0.031)	0.096*** (0.041)
	2015	0.010 (0.016)	0.016 (0.021)	-0.033 (0.033)
	2016	0.068*** (0.016)	0.089*** (0.020)	0.069*** (0.027)
	2017	0.056*** (0.017)	0.057*** (0.020)	-0.006 (0.032)
	2018	0.020* (0.015)	0.027* (0.019)	0.065** (0.028)
Mortalidad infantil o niñez	2019	0.045*** (0.016)	0.051*** (0.021)	0.074*** (0.032)
	2014	-0.002 (0.008)	0.010 (0.009)	-0.007 (0.017)
	2015	0.000 (0.003)	-0.003 (0.004)	0.002 (0.005)
	2016	-0.007** (0.004)	0.001 (0.005)	-0.002 (0.008)
	2017	-0.004 (0.004)	-0.008* (0.006)	0.010 (0.010)
	2018	0.002 (0.003)	0.007** (0.003)	0.005 (0.009)
	2019	-0.002 (0.004)	0.005 (0.005)	-0.013* (0.009)

Fuente: ENDES. Elaboración propia

6.4 Impactos heterogéneos por región en la cobertura de servicios

Considerando cómo se implementó el programa JUNTOS, en el cual los primeros distritos que fueron beneficiarios del programa forman parte de la región natural de la Sierra y que, al pasar los años se ha ido agregando nuevos distritos beneficiarios llegando a diferentes regiones naturales del país, es conveniente analizar el efecto del programa sobre cada región natural de manera específica y para todos los subgrupos poblacionales (Tabla 12).

En este sentido, se encuentran efectos positivos y significativos en el acceso a un seguro de salud en todas las regiones del Perú y para los menores de cinco y tres años; sin embargo, para los menores de un año solo se encuentran resultados similares por años específicos dentro de cada región natural. En el caso de los menores de cinco años se puede ver que los valores para la región natural de la Costa y la Selva, en su mayoría, son más altos que los de la Sierra. Para la Costa el efecto se encuentra en un intervalo entre el 8.7-25.9 pp.; mientras que, para la Selva entre 12.2-21 pp. Para el grupo de los menores de tres años se encuentran resultados similares mostrando mayores impactos en la Selva y en la Costa. Mientras que, para los infantes solo en el primer año del periodo de análisis se encuentran impactos positivos y significativos en la Costa (43.3 pp.), en la

Sierra, solo, en el año 2018 (3.9 pp.) y en la Selva los impactos son de 12.2 pp., 10.9 pp. Y 10.9 pp. En los años 2016, 2017 y 2018, respectivamente.

En relación con los controles prenatales se encuentran efectos positivos y significativos en la Selva para todos los grupos de edades. Sin embargo, para las otras dos regiones naturales y para los grupos de edades de menores de tres y cinco años los efectos se visualizan en años específicos; no obstante, se encuentran efectos en limitados para el caso de los menores de un año.

Los resultados sobre las vacunas básicas completas son significativos y positivos para los menores de tres y cinco años. Lo cual demuestra que la intervención tendría efectos muy importantes en la vacunación básica estos grupos de beneficiarios asegurando un estado de salud importante y es un efecto que se mantiene, independientemente, de la región natural. Asimismo, en su mayoría los efectos sobrepasan los 10 pp.; por ende, se puede mencionar que el acceso a vacunación es un hito importante para el programa. Adicionalmente, se puede mencionar que los efectos van afianzándose con el pasar del tiempo, ya que para los menores de un año se encuentran efectos positivos y significativos, en las regiones de la Costa y Sierra. De la misma forma, lo es la vacunación completa donde los resultados, también, muestran cierta similitud. Por ende, se podría recalcar que el efecto del programa sobre la vacunación en general. Además, la región que, de manera general, lideraría estos dos indicadores sería la Sierra, la cual ha tenido una mayor exposición al programa con respecto a las otras regiones.

Cuando se analiza el indicador de controles de crecimiento por región, para los niños/as menores de cinco años, se puede apreciar que existen impactos diferenciados respecto al indicador en el modelo base (indicador a nivel agregado). Esto quiere decir, que cuando se desagrega el efecto es posible observar que por regiones si se encuentran impactos esperados en la mayoría de los años. En este sentido, se hallan impactos positivos y significativos en dos regiones: Costa y Selva, aunque en la Sierra se producen efectos no esperados. Por otra parte, para los menores de tres años se encuentran efectos similares en signo y significancia que el modelo base. Cabe resaltar que no se encuentran impactos en la Sierra para los tres últimos años del periodo de análisis.

Mientras que, para los menores de un año se encuentran efectos positivos y significativos en la mayoría del periodo de estudios y para todas las regiones.

Respecto al suplemento de hierro y ácido fólico para las madres, se encuentra que para la región Costa solo en un año, 2016, para los menores de cinco años se encuentra impacto y para los menores de tres años en el mismo año y, adicionalmente, en el 2017 pero en el resto del periodo de estudio no; mientras que, para las madres de los menores de un año se encuentra un efecto no esperado para el año 2017. Los efectos en la Sierra, si bien son positivos y significativos, estos solo ocurren durante tres años (2015, 2016 y 2018) para los menores de cinco años, pero para los menores de tres años en cuatro de los seis años de estudio se encuentran impactos positivos y significativos (2015, 2017, 2018, 2019); sin embargo, para las madres de los menores de un año solo el último año del periodo de estudios se encuentra algún efecto. Por otra parte, la Selva evidencia ser la región con mejores resultados en este indicador ya que en al menos cuatro de los seis años se encuentran impactos positivos y significativos para las madres de los menores de cinco y tres años, aunque para las madres de los menores de un año se mantiene el mismo resultado que en la Sierra donde en el año 2019 solo se encuentra el efecto esperado.

En resumen, los impactos heterogéneos por región muestran, en su gran mayoría, resultados similares a los del modelo base. No obstante, permiten entender más a fondo cuáles son las regiones donde los efectos del programa tendrían mejores resultados. Por ejemplo, en indicadores relaciones a acceso de salud a través de un centro médico son la Costa y la Selva quienes para este periodo presentar mayores impactos. Mientras que, la Selva respecto a las otras dos regiones tiene un mejor indicador relacionado a los controles prenatales. En relación con los dos indicadores de vacunas es en la Sierra donde los impactos son mayores y, posiblemente, haya una predisposición para las madres de ambos grupos a vacunar complemente a sus hijos/as. Por otro lado, los resultados encontrados tanto en CRED como en hierro de la madre son interesantes para analizar ya que estos presentan efectos diferenciados por región notorios respecto a lo encontrado en el modelo base. De esta manera, se evidencia que en el primero se encuentran resultados significativos y positivos para la Costa y Selva en los niños/as menores de cinco años, efecto que en el indicador base para esta población no era

Indicadores	Ld S	Niños menores de 60 meses			En niños menores de 36 meses			En niños menores de 12 meses		
		Costa	Sierra	Selva	Costa	Sierra	Selva	Costa	Sierra	Selva
	2015	0.132*** (0.055)	-0.018 (0.023)	0.074** (0.037)	0.180*** (0.067)	0.056** (0.026)	0.065* (0.045)	0.206** (0.117)	0.117*** (0.046)	0.196*** (0.078)
	2016	0.077* (0.054)	-0.032* (0.024)	0.029 (0.036)	0.213*** (0.062)	0.073*** (0.029)	0.178*** (0.044)	0.346*** (0.118)	0.099** (0.046)	0.140** (0.074)
	2017	0.109** (0.055)	-0.025 (0.024)	0.085*** (0.035)	0.161*** (0.065)	0.018 (0.028)	0.199*** (0.042)	0.191** (0.113)	0.033 (0.039)	0.048 (0.072)
	2018	0.108** (0.054)	-0.021 (0.023)	0.050* (0.032)	0.233*** (0.067)	0.008 (0.029)	0.137*** (0.029)	0.053 (0.100)	0.067** (0.036)	0.154*** (0.064)
	2019	0.004 (0.059)	-0.071*** (0.026)	0.083*** (0.035)	0.175** (0.078)	0.018 (0.030)	0.157*** (0.043)	0.341*** (0.131)	0.097*** (0.037)	0.076*** (0.068)
	Hierro madre durante el embarazo	2014	0.034 (0.054)	0.021 (0.024)	0.066** (0.037)	0.000 (0.056)	0.012 (0.024)	0.090*** (0.039)	-0.032 (0.101)	-0.030 (0.044)
2015		-0.006 (0.026)	0.026** (0.015)	0.024 (0.021)	-0.003 (0.024)	0.038*** (0.015)	0.041** (0.022)	0.063 (0.073)	0.009 (0.029)	-0.038 (0.040)
2016		0.045* (0.031)	0.024* (0.015)	0.030* (0.020)	0.045* (0.030)	0.015 (0.015)	0.014 (0.018)	0.052 (0.070)	0.034 (0.034)	0.036 (0.039)
2017		0.018 (0.028)	0.015 (0.015)	0.017 (0.016)	0.055** (0.027)	0.027** (0.015)	0.025* (0.016)	-0.047* (0.033)	-0.018 (0.024)	0.010 (0.037)
2018		0.016 (0.025)	0.019* (0.013)	0.049*** (0.018)	0.006 (0.022)	0.026** (0.013)	0.045*** (0.018)	0.000 (0.049)	0.025 (0.025)	0.021 (0.025)
2019		0.019 (0.025)	0.015 (0.014)	0.047*** (0.017)	0.023 (0.026)	0.032*** (0.014)	0.029** (0.016)	0.068 (0.084)	0.040* (0.029)	0.051* (0.037)

Fuente: ENDES. Elaboración propia

6.5. Impactos heterogéneos por región en indicadores de salud

En la Tabla 13 se observa que los impactos sobre el indicador de IRA muestran que para el grupo de menores de cinco años se encuentra una reducción para aquellos beneficiarios que viven en la Sierra en dos años 2016 y 2019 con valores de 2.8 pp. y 2.4 pp., respectivamente; no obstante, para el 2017, se encuentra un impacto positivo y significativo de este indicador. Mientras que, para los menores de tres años se encuentran efectos no esperados para aquellos beneficiarios de la costa en el 2017 y 2018, pero una reducción en el último año del periodo de estudios no solo para esta región sino, también, para la selva. Para los menores de un año se hallan efectos no esperados para los habitantes de la Costa para los años 2016 y 2017; así como, los habitantes de la Sierra en los años 2014 y 2017, aunque una reducción de este tipo de enfermedades para el año 2018 de 6.5 pp. El resultado en el indicador de EDA para los menores de cinco años muestra una reducción, en una mayor cantidad de cohortes, en la costa y la sierra cuyos efectos se encuentran en el intervalo de 5.8-8.2 pp. y 2.3-5.5 pp., respectivamente. Aunque en la Selva, también, se observa una reducción en dos años del periodo de evaluación. Para los menores de tres años, este efecto es casi nulo en la mayor cantidad de años, solo en el año 2017 para la sierra se encuentra una reducción de 4.2 pp.;

mientras que, en la selva, en el 2015 una reducción de 8.6 pp. pero un efecto positivo y significativo en el último año evaluado. Para los menores de un año no se encuentran efectos en la mayoría de los años del periodo de estudio y en casi todas regiones; sin embargo, para el año 2018, se hallan efectos no esperados para la Costa, es decir, un aumento de este tipo de enfermedades en 14.3 pp. pero para la Sierra una reducción de 9.6 pp.

Con respecto al indicador de anemia para los menores de cinco años para la Costa se evidencia un impacto positivo y significativo el 2019 (10.1 pp.); mientras que, para la Sierra una reducción de 3.8 pp. para el año 2016. En esta misma línea en la Selva se encuentran impactos negativos y significativos sobre este indicador de 7.2 pp. y 9.3 pp. para los años 2016 y 2018, respectivamente. Por otro lado, solo se encuentra un efecto no esperado y que, a su vez, es significativo y positivo de 18.1 pp. para los menores de tres años que viven en la Costa en el 2019. Mientras que, para los menores de un año para los beneficiarios que viven en la Costa se encuentran una reducción de la anemia de 38.9 pp. para el año 2015, aunque para el año 2019 el efecto es positivo y significativo (35 pp.); además, para los beneficiarios de la Sierra se halla una reducción de 10.3 pp. respecto al grupo de control para el año 2017, pero para el año 2019 un aumento con relación a su grupo de comparación, asimismo, para el caso de los beneficiarios de la Selva solo se encuentra un efecto no esperado de 13.5 pp. para el año 2015. En relación con el indicador de desnutrición se encuentran efectos positivos y significativos en todas las regiones y todos los grupos etarios, salvo para los menores de un año que viven en la Sierra donde no se encuentran efectos. Para los menores de cinco años en la Costa los efectos se encuentran en el intervalo de 10.1-17.1 pp. en cuatro de seis años del periodo de evaluación; para la Sierra, los efectos están entre 3.5-7.5 pp. en cinco de seis años; para la Selva, en mantiene esta tendencia para el año 2014 y 2017; sin embargo, en el 2015, se observa un efecto negativo y significativo. Para los menores de tres años de la región Costa se encuentra, también, un efecto positivo y significativo en cuatro de seis años; en la Sierra, se mantiene estos efectos, pero en tres años; en la Selva, solo en el 2017 se encuentra un efecto positivo y significativo, pero los años siguientes se encuentra una reducción de la desnutrición para los menores de tres años de esta región: 5.3 pp. y 5.4 pp., 2018 y 2019, respectivamente. Para los menores de un año, se

encuentran efectos en el intervalo de 10.9-18.2 pp. para los habitantes de la Costa en los años 2015, 2016, 2018 y 2019; mientras que, para los habitantes de la Selva solo en el año 2017 el efecto es positivo y significativo (11.3 pp.); no obstante, para la Sierra no se encuentran impactos.

Los efectos sobre la mortalidad en la niñez para la región Costa son positivos y significativos los dos primeros años del periodo de evaluación y el último año de este. Los valores encontrados para esta región son de 2.8 pp., 1 pp. y 0.8 pp. para el 2014, 2015 y 2019, respectivamente. En la Sierra, no se encuentran impactos en ninguno de los años; mientras que, en la Selva, también, se encuentran efectos positivos y significativos en los tres años (2014, 2016 y 2018). La mortalidad para los menores de tres años, en la Costa, se hallan efectos positivos y significativos, pero solo en dos años (2014 y 2017); en la Sierra, no se encuentra ningún efecto y; en la Selva, solo para el 2018 se encuentra un impacto positivo y significativo de 1.3 pp. El indicador de mortalidad infantil para el caso de la Costa solo en el último año de estudios muestra una reducción de 6.8 pp. respecto al grupo de comparación; mientras que, en la Sierra, se hallan impactos significativos y negativos de 2.5 pp. y 2.3 pp. para los años 2014 y 2019, respectivamente. Para la Selva, este indicador muestra efectos no esperados para los años 2014 y 2018, aunque para el 2015 se encuentran impactos significativos y negativos sobre este.

En resumen, cuando se analiza los efectos diferenciados por región se evidencia resultados más contraintuitivos que del modelo base. No obstante, permite cuantificar realmente como el programa repercute en cada región permitiendo dar recomendaciones relacionadas específicamente para ese espacio geográfico. En este sentido, se puede apreciar cómo existe una reducción en el indicador de IRA para la sierra, pero solo para menores de cinco años, pero para los menores de tres años en la costa hay un aumento entre el 2017 y 2018 pero una reducción en el 2019; mientras que, para los menores de un año los beneficiarios de la Costa muestran peores resultados para los años 2016 y 2017 y para los beneficiarios de la Sierra tienen peores resultados en los años 2014 y 2018, pero para el año 2019, los beneficiarios tienen mejores resultados respecto al grupo de comparación. Se identifican resultados similares a los del modelo base para el indicador de EDA para los menores de cinco años; sin embargo, para los menores de

tres años y de un año, este efecto por región no es constante en el tiempo y solo aparece en años específicos. Esta tendencia se mantiene para el indicador de anemia donde solo en años específicos se encuentran impactos, pero es, aún más, difícil encontrar efectos sobre los menores de tres años. El indicador de desnutrición infantil por región evidencia cierta similitud con el modelo base; sin embargo, para la selva en el año 2015 se encuentra una reducción significativa para los menores de cinco años y para los menores de tres años de esta región los últimos dos años del periodo de evaluación. Este resultado es interesante ya que mostraría que para los menores de tres años podría existir una tendencia hacia la reducción de la desnutrición en esta región y, a su vez, poder realizar un análisis más minucioso para entender este resultado; no obstante, para los menores de un año, en su mayoría, se encuentran impactos positivos y significativos en la Costa. Asimismo, el indicador de mortalidad en la niñez e mortalidad para menores de tres años muestran resultados positivos y significativos en algunos años por región, lo que no se visualizaba para el caso del resultado base; además, estos resultados se dan específicamente en dos regiones (costa y selva) y para cada grupo etario. El indicador de mortalidad infantil es casi consistente con el resultado del modelo base, aunque desagregándolo por región se encuentran más efectos esperados, pero en años específicos.

Tabla 13 Resultados en indicadores de salud por región, periodo 2014-2019

Indicadores	Ld S	Niños menores de 60 meses			En niños menores de 36 meses			En niños menores de 12 meses		
		Costa	Sierra	Selva	Costa	Sierra	Selva	Costa	Sierra	Selva
IRA	2014	0.006 (0.067)	-0.006 (0.026)	0.045 (0.056)	0.063 (0.084)	0.000 (0.031)	-0.081 (0.075)	0.167 (0.162)	0.065* (0.049)	0.024 (0.140)
	2015	0.003 (0.046)	0.003 (0.017)	-0.020 (0.031)	-0.020 (0.052)	0.008 (0.021)	-0.029 (0.041)	-0.046 (0.108)	0.034 (0.037)	0.039 (0.074)
	2016	-0.013 (0.046)	-0.028* (0.019)	-0.022 (0.029)	0.025 (0.058)	-0.012 (0.054)	-0.022 (0.038)	0.156** (0.089)	0.037 (0.037)	0.037 (0.058)
	2017	-0.015 (0.049)	0.032** (0.017)	0.023 (0.028)	0.081* (0.052)	0.001 (0.022)	-0.028 (0.036)	0.180** (0.098)	0.058* (0.037)	0.010 (0.064)
	2018	-0.044 (0.045)	-0.004 (0.016)	0.014 (0.026)	0.117** (0.055)	0.002 (0.020)	0.011 (0.032)	0.054 (0.090)	-0.065** (0.038)	0.059 (0.058)
	2019	0.008 (0.050)	-0.024* (0.019)	-0.009 (0.029)	-0.013** (0.072)	-0.025 (0.024)	-0.056* (0.039)	-0.046 (0.116)	0.010 (0.045)	0.060 (0.057)
	EDA	2014	-0.035 (0.052)	0.014 (0.023)	-0.054 (0.056)	-0.045 (0.068)	0.003 (0.031)	-0.054 (0.079)	-0.167 (0.161)	-0.020 (0.054)
2015		0.006 (0.040)	-0.049*** (0.018)	-0.041* (0.031)	-0.046 (0.052)	-0.023 (0.022)	-0.086** (0.041)	-0.062 (0.105)	-0.007 (0.039)	-0.023 (0.070)
2016		-0.016 (0.039)	-0.023* (0.017)	0.016 (0.028)	0.015 (0.050)	-0.030 (0.024)	-0.049 (0.041)	0.065 (0.091)	-0.009 (0.041)	0.037 (0.061)
2017		-0.078** (0.040)	-0.013 (0.017)	-0.012 (0.026)	-0.058 (0.052)	0.000 (0.024)	0.022 (0.035)	0.026 (0.068)	0.037 (0.035)	0.010 (0.060)
2019		-0.011 (0.040)	-0.011 (0.017)	-0.011 (0.026)	-0.011 (0.052)	-0.011 (0.024)	-0.011 (0.035)	-0.011 (0.068)	-0.011 (0.035)	-0.011 (0.060)

Indicadores	Ld S	Niños menores de 60 meses			En niños menores de 36 meses			En niños menores de 12 meses		
		Costa	Sierra	Selva	Costa	Sierra	Selva	Costa	Sierra	Selva
	20	0.082***	-0.055***	-0.044*	0.056	-0.042**	-0.007	0.143***	-0.096***	-0.022
	18	(0.035)	(0.016)	(0.025)	(0.053)	(0.022)	(0.032)	(0.062)	(0.036)	(0.050)
	20	-0.058*	0.019	-0.012	-0.046	0.001	0.048*	-0.159*	-0.030	0.035
	19	(0.044)	(0.016)	(0.028)	(0.064)	(0.024)	(0.037)	(0.122)	(0.042)	(0.061)
Anemia	20	-0.061	-0.016	0.026	0.088	-0.012	-0.065	-	-0.057	-0.214
	14	(0.090)	(0.038)	(0.068)	(0.123)	(0.047)	(0.084)		(0.105)	(0.215)
	20	0.022	-0.022	0.012	-0.012	-0.032	-0.043	-0.389**	0.096	0.135*
	15	(0.054)	(0.025)	(0.042)	(0.079)	(0.030)	(0.052)	(0.206)	(0.080)	(0.090)
	20	0.011	-0.038*	-0.072*	-0.088	-0.007	-0.029	0.286	0.052	0.114
	16	(0.061)	(0.026)	(0.040)	(0.084)	(0.033)	(0.051)	(0.232)	(0.078)	(0.096)
	20	0.066	-0.021	-0.038	0.053	0.038	-0.055	0.000	-0.103*	0.000
17	(0.056)	(0.027)	(0.039)	(0.073)	(0.033)	(0.049)	(0.219)	(0.072)	(0.098)	
20	-0.031	-0.022	-0.093***	0.012	-0.035	-0.027	0.136	-0.025	0.033	
18	(0.060)	(0.024)	(0.038)	(0.080)	(0.032)	(0.046)	(0.227)	(0.077)	(0.093)	
20	0.101**	-0.002	-0.025	0.181**	-0.041	-0.033	0.350**	0.161**	0.020	
19	(0.058)	(0.027)	(0.038)	(0.106)	(0.035)	(0.050)	(0.176)	(0.087)	(0.097)	
DCI según criterio OMS	20	0.158**	0.075**	0.075*	0.194**	0.092***	0.074	0.182	0.050	-0.054
	14	(0.076)	(0.031)	(0.053)	(0.098)	(0.037)	(0.070)	(0.171)	(0.057)	(0.101)
	20	0.108**	0.008	-0.050*	0.066	0.013	-0.036	0.109*	-0.020	-0.062
	15	(0.049)	(0.020)	(0.033)	(0.059)	(0.026)	(0.041)	(0.080)	(0.043)	(0.057)
	20	0.171***	0.055***	0.013	0.167***	0.042*	0.028	0.147**	0.082	0.037
	16	(0.042)	(0.021)	(0.030)	(0.057)	(0.027)	(0.037)	(0.080)	(0.032)	(0.058)
	20	0.015	0.044**	0.052**	-0.006	0.086***	0.065**	0.105	-0.053	0.113**
17	(0.051)	(0.021)	(0.027)	(0.060)	(0.027)	(0.033)	(0.112)	(0.044)	(0.045)	
20	0.032	0.035**	-0.017	0.117**	-0.007	-0.053*	0.179**	-0.011	0.022	
18	(0.048)	(0.020)	(0.028)	(0.057)	(0.026)	(0.037)	(0.091)	(0.040)	(0.050)	
20	0.101**	0.044**	0.005	0.152***	0.013	-0.054*	0.182**	0.054	-0.027	
19	(0.046)	(0.022)	(0.030)	(0.063)	(0.029)	(0.038)	(0.090)	(0.046)	(0.052)	
Mortalidad infantil o niñez	20	0.028**	-0.010	0.026**	0.035**	0.000	-0.006	0.000	-0.025*	0.063*
	14	(0.012)	(0.010)	(0.015)	(0.017)	(0.012)	(0.031)	(0.000)	(0.018)	(0.035)
	20	0.010**	-0.004	-0.005	0.000	0.003	0.007	0.000	-0.002	-0.061***
	15	(0.006)	(0.004)	(0.007)	(0.000)	(0.005)	(0.008)	(0.000)	(0.012)	(0.018)
	20	-0.003	0.005	0.012*	-0.005	-0.004	0.000	0.000	-0.006	-0.009
	16	(0.009)	(0.004)	(0.007)	(0.014)	(0.005)	(0.012)	(0.000)	(0.007)	(0.023)
	20	0.004	-0.001	0.000	0.022*	-0.006	-0.009	0.025	0.000	0.010
17	(0.015)	(0.004)	(0.008)	(0.016)	(0.007)	(0.010)	(0.025)	(0.014)	(0.020)	
20	-0.003	0.001	0.013***	0.005	0.003	0.013**	0.000	0.001	0.028*	
18	(0.011)	(0.003)	(0.005)	(0.005)	(0.004)	(0.010)	(0.037)	(0.008)	(0.020)	
20	0.008*	0.006	0.002	0.000	0.009	-0.008	-0.068*	-0.023**	0.000	
19	(0.005)	(0.005)	(0.009)	(0.016)	(0.006)	(0.012)	(0.043)	(0.012)	(0.023)	

Fuente: ENDES. Elaboración propia

6.6. Análisis de robustez

6.6.1. Sensibilidad ante no observables

Las metodologías que consisten en emparejamiento o *matching* tienen como uno de sus supuestos la independencia condicional. Este se basa en que todas las variables que tienen injerencia sobre la asignación del tratamiento y la variable de resultado (*outcome*) son observables y, a su vez, se encuentran incluidas en el modelo. No obstante, ante la presencia de variables no observables que afecten simultáneamente la asignación y los *outcomes* se genera un sesgo oculto que invalidaría los resultados

encontrados en las estimaciones realizadas por PSM (Rosenbaum, 2002). En este sentido, la prueba de las bandas propuestas por Rosenbaum (2002) permite evidenciar si es que la presencia de variables no observables altera los efectos de la intervención en un resultado específico. Cabe resaltar que, esta prueba no contrasta el supuesto previamente descrito, ya que implicaría testear de manera directa la presencia de factores no observables que afecten la asignación del tratamiento. En contraste, este método mide el grado de sensibilidad de los resultados ante la presencia de variables no observables; con ello, se puede decir, que en un contexto en donde los resultados encontrados a través del PSM sean muy sensibles, se debe tener cautela sobre la inferencia de estos¹⁵.

Para el presente estudio, debido a que el tratamiento está definido como haber sido beneficiario del programa JUNTOS, $\Gamma = 1$ significa que la probabilidad de haber sido beneficiario es igual entre los niños/as que no forman parte del programa (controles) y los niños/as cuyos hogares forman parte del programa (tratados). Cuando $\Gamma > 1$ la probabilidad de haber recibido el programa es más frecuente en el grupo de tratados en Γ veces, es decir, podría existir una variable no observable que influya en la probabilidad de ser beneficiario/a y, a la vez, influya en el fallecimiento en edades tempranas (mortalidad en la niñez e infantil). Para simplificar la interpretación, si el efecto de ser beneficiario sobre la mortalidad infantil y en la niñez es estadísticamente significativo ($p < 0.1$) con un $1 < \Gamma < 2.5$, se señalará que el resultado no es sensible ante la presencia de sesgos “ocultos” moderados; sin embargo, de obtenerse un $\Gamma > 2.5$, se señalará que el resultado no es sensible ante la presencia de sesgos “ocultos” fuertes.

Tabla 14 Sensibilidad ante no observables para menores de cinco años, periodo 2014-2019

Gamm a	Year: 2014		Year: 2015		Year: 2016		Year: 2017		Year: 2018		Year: 2019	
	p_mh +	p_m h-	p_mh +	p_m h-	p_mh +	p_m h-	p_mh +	p_m h-	p_mh +	p_m h-	p_mh +	p_m h-
1	0.293	0.293	0.477	0.477	0.467	0.467	0.502	0.502	0.285	0.285	0.439	0.439
1.5	0.034	0.342	0.116	0.230	0.080	0.174	0.141	0.236	0.447	0.046	0.205	0.071
2	0.003	0.093	0.021	0.058	0.009	0.029	0.031	0.065	0.187	0.006	0.040	0.007
2.5	0.000	0.020	0.003	0.012	0.001	0.004	0.006	0.016	0.069	0.001	0.006	0.001

¹⁵ En el paper de Rosembaum (2002), el parámetro a tomar en cuenta es el e^{γ} , pero para la lectura del resultado se considera $e^{\gamma} = \Gamma$

Gamma	Year: 2014		Year: 2015		Year: 2016		Year: 2017		Year: 2018		Year: 2019	
	p_mh+	p_mh-	p_mh+	p_mh-	p_mh+	p_mh-	p_mh+	p_mh-	p_mh+	p_mh-	p_mh+	p_mh-
3	0.000	0.004	0.001	0.002	0.000	0.000	0.001	0.004	0.023	0.000	0.001	0.000
3.5	0.000	0.001	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.001	0.008	0.000	0.000	0.000
4	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.002	0.000	0.000	0.000
4.5	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.001	0.000	0.000	0.000
5	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

r: probabilidad de diferencia en la asignación dado los factores no observables.

p_mh+: nivel de significancia (supuesto: sobre-estimación del efecto de tratamiento).

p_mh-: nivel de significancia (supuesto: sub-estimación del efecto de tratamiento).

Fuente: ENDES. Elaboración propia

La Tabla 14 muestra los resultados de la prueba de Rosenbaum para uno de los indicadores principales del estudio, el cual es, la mortalidad en la niñez para el periodo 2014-2019. En esta línea, se evidencia que los efectos del programa sobre la mortalidad en la niñez fueron significativos hasta con un valor máximo de $\Gamma = 5$. Es decir, si en caso hubiera una variable no observable que quintuplique la probabilidad de ser beneficiario para los tratados y que, a su vez, se encuentre fuertemente relacionada con el *outcome*, aún se mantendrían los resultados obtenidos sobre el indicador de mortalidad en la niñez, probando su robustez. Por ende, la presencia de sesgos “ocultos” fuertes no explicaría el efecto causal encontrado. Cabe resaltar que se encuentra un valor no significativo para el periodo de $\Gamma = 1.5$, esto significaría que podría existir alguna variable no observable de sesgo “oculto” moderado que pueda afectar los resultados. Aunque en la mayoría de los casos está relacionado a una subestimación del efecto.

De la misma manera, la Tabla 15 muestra los resultados de la prueba de Rosenbaum para el otro indicador principal del estudio, el cual es, la mortalidad para menores de tres años para el mismo periodo de análisis. En esta línea, se evidencia que los efectos del programa sobre la mortalidad infantil fueron significativos hasta con un valor máximo de $\Gamma = 5$, en la mayoría de los años. Por ende, la presencia de sesgos “ocultos” fuertes no explicaría el efecto causal encontrado, aunque se debe de tener en cuenta que solo para el caso 2018 podría existir una sobre estimación del resultado encontrado; así como, para el año 2014. Por lo tanto, para ambos años los resultados deben ser tomados con cautela.

Tabla 15 Sensibilidad ante no observables para menores de tres años, periodo 2014-2019

Gamma	Year: 2014		Year: 2015		Year: 2016		Year: 2017		Year: 2018		Year: 2019	
	p_mh+	p_mh-	p_mh+	p_mh-	p_mh+	p_mh-	p_mh+	p_mh-	p_mh+	p_mh-	p_mh+	p_mh-
1	0.236	0.236	0.375	0.375	0.528	0.528	0.133	0.133	0.062	0.062	0.201	0.201
1.5	0.566	0.051	0.100	0.415	0.190	0.270	0.012	0.499	0.229	0.008	0.558	0.032
2	0.386	0.010	0.023	0.183	0.058	0.095	0.001	0.340	0.423	0.001	0.345	0.004
2.5	0.226	0.002	0.005	0.073	0.016	0.031	0.000	0.153	0.590	0.000	0.178	0.001
3	0.128	0.000	0.001	0.028	0.005	0.009	0.000	0.063	0.504	0.000	0.087	0.000
3.5	0.071	0.000	0.000	0.010	0.001	0.003	0.000	0.024	0.399	0.000	0.041	0.000
4	0.039	0.000	0.000	0.004	0.000	0.001	0.000	0.009	0.314	0.000	0.019	0.000
4.5	0.021	0.000	0.000	0.001	0.000	0.000	0.000	0.003	0.245	0.000	0.009	0.000
5	0.011	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.001	0.191	0.000	0.004	0.000

r: probabilidad de diferencia en la asignación dado los factores no observables.

p_mh+: nivel de significancia (supuesto: sobre-estimación del efecto de tratamiento).

p_mh-: nivel de significancia (supuesto: sub-estimación del efecto de tratamiento).

Fuente: ENDES. Elaboración propia

Finalmente, la Tabla 16 muestra los resultados de la prueba de Rosenbaum para el otro indicador principal del estudio, el cual es, la mortalidad infantil para el mismo periodo de análisis. En esta línea, se evidencia que los efectos del programa sobre la mortalidad infantil fueron significativos hasta con un valor máximo de $\Gamma = 5$, en la mayoría de los años. Por ende, la presencia de sesgos “ocultos” fuertes no explicaría el efecto causal encontrado en la mayoría de las cohortes, aunque se debe de tener en cuenta que solo para el caso 2016 podría existir una sobre estimación del resultado encontrado; sin embargo, es más probable que se encuentre que el impacto encontrado es subestimado como se muestra los Gamma de los años 2015, 2017 y 2018. Por lo tanto, para ambos años los resultados deben ser tomados con cautela.

Tabla 16 Sensibilidad ante no observables para infantes, periodo 2014-2019

Gamma	Year: 2014		Year: 2015		Year: 2016		Year: 2017		Year: 2018		Year: 2019	
	p_mh+	p_mh-	p_mh+	p_mh-	p_mh+	p_mh-	p_mh+	p_mh-	p_mh+	p_mh-	p_mh+	p_mh-
1	0.634	0.634	0.360	0.360	0.261	0.261	0.355	0.355	0.408	0.408	0.591	0.591
1.5	0.432	0.403	0.528	0.210	0.130	0.428	0.599	0.156	0.563	0.175	0.485	0.369
2	0.289	0.252	0.647	0.127	0.067	0.556	0.509	0.069	0.382	0.073	0.339	0.228

Gamma	Year: 2014		Year: 2015		Year: 2016		Year: 2017		Year: 2018		Year: 2019	
	p_mh+	p_mh-	p_mh+	p_mh-	p_mh+	p_mh-	p_mh+	p_mh-	p_mh+	p_mh-	p_mh+	p_mh-
2.5	0.194	0.158	0.692	0.079	0.035	0.652	0.387	0.030	0.255	0.030	0.238	0.142
3	0.131	0.099	0.645	0.049	0.019	0.629	0.294	0.014	0.169	0.013	0.168	0.089
3.5	0.089	0.063	0.605	0.031	0.010	0.568	0.224	0.006	0.112	0.005	0.119	0.056
4	0.060	0.040	0.569	0.020	0.006	0.514	0.170	0.003	0.074	0.002	0.085	0.035
4.5	0.041	0.025	0.537	0.013	0.003	0.466	0.130	0.001	0.049	0.001	0.061	0.022
5	0.028	0.016	0.509	0.008	0.002	0.423	0.099	0.001	0.032	0.000	0.044	0.014

r: probabilidad de diferencia en la asignación dado los factores no observables.

p_mh+: nivel de significancia (supuesto: sobre-estimación del efecto de tratamiento).

p_mh-: nivel de significancia (supuesto: sub-estimación del efecto de tratamiento).

Fuente: ENDES. Elaboración propia

6.6.2. Sensibilidad al método de emparejamiento

La metodología del emparejamiento mediante la técnica del *propensity score* cuentan con una gran variedad de diferentes apareamientos entre los grupos de tratamiento y comparación, en la cual varían dependiendo del algoritmo empleado. Considerando que el algoritmo empleado en la presente investigación es el más utilizado en la literatura de evaluación de impacto ya que permite una interpretación directa, se ha reestimado los efectos para los *outcomes* principales (mortalidad infantil, mortalidad para menores de tres años y mortalidad en la niñez) y se puede apreciar en la Tabla 17.

Al contrastar los resultados del modelo base con aquellos a los cuales se les ha agregado la exigencia de una vecindad de tamaño de 0.001, radio, se verifican impactos estadísticamente significativos en los años en donde en el modelo base, también, encuentra efectos. Además, estos resultados muestran el mismo signo de los resultados previamente encontrados; con ello, se puede mencionar que los resultados son robustos ante una metodología distinta de emparejamiento.

Adicionalmente, se realiza el análisis de la sensibilidad al método de emparejamiento utilizando 5 vecinos más cercanos. En este caso, ya no es un apareamiento de cada observación tratada con una sola de control, sino que cada observación que pertenece al grupo de tratamiento es emparejada a través de una “pseudo-observación” elaborada a partir de los vecinos, este tipo de emparejamiento implica un trade-off entre la varianza y sesgo. La varianza se reduce al emplear más

información para construir el grupo de comparación para cada tratado; sin embargo, al elegir una mayor cantidad de vecinos se incurre en un mayor sesgo, teniendo un emparejamiento de una menor calidad (Caliendo y Kopeinig, 2008).

Los resultados encontrados bajo esta metodología muestran ser robustos para todos los años en los cuales no se encontró efecto, pero en aquellos años y cohortes donde se encontró algún efecto no son similares. Este podría deberse, justamente, al tipo de emparejamiento y el posible sesgo que podría limitar los resultados. Finalmente, los resultados encontrados mediante el emparejamiento con 5 vecinos son similares al de tipo Kernel. Este método no paramétrico emplea el promedio ponderado de todas las observaciones que son parte del grupo de comparación para estimar el contrafactual para cada una de las observaciones tratadas.

Tabla 17 Sensibilidad ante el método de emparejamiento, periodo 2014-2019

Outcome: Mortalidad en la niñez						
	PSM Nearest Neighbor (5)		PSM Caliper (0.001)		PSM Kernel	
Year	ATE	ST	ATE	ST	ATE	ST
2014	0.000	0.007	-0.004	0.008	0.002	0.006
2015	-0.001	0.002	0.000	0.003	0.000	0.002
2016	-0.002	0.003	-0.007**	0.004	0.002	0.003
2017	-0.003	0.003	-0.004	0.004	-0.003	0.003
2018	0.002	0.003	0.002	0.003	0.002	0.002
2019	0.003	0.003	-0.003	0.004	0.003	0.003
Outcome: Mortalidad menores de tres años						
Year	ATE	ST	ATE	ST	ATE	ST
2014	0.006	0.008	0.009	0.009	0.005	0.008
2015	-0.003	0.003	-0.004	0.004	-0.001	0.003
2016	-0.001	0.004	0.003	0.005	-0.002	0.004
2017	-0.003	0.004	-0.010*	0.006	-0.002	0.004
2018	0.003	0.003	0.007**	0.003	0.003	0.003
2019	0.003	0.004	0.005	0.005	0.002	0.004
Outcome: Mortalidad Infantil						
Year	ATE	ST	ATE	ST	ATE	ST
2014	0.006	0.013	0.000	0.018	0.010	0.012
2015	0.002	0.005	0.002	0.006	-0.003	0.005
2016	0.000	0.006	-0.005	0.008	-0.001	0.005
2017	-0.003	0.010	-0.016**	0.009	-0.008	0.008
2018	0.008	0.008	0.004	0.009	0.007	0.007
2019	-0.008	0.007	-0.008	0.008	-0.005	0.006

Fuente: ENDES. Elaboración propia

6.5.3. Balance de covariables

En la Tabla 18, Tabla 19 y Tabla 20, se puede observar el balance de covariables a través de la metodología de Smith y Todd. Para los niños/as menores de cinco años se encuentra que el año 2018 es aquel donde hay diferencias en las covariables entre ambos grupos. Aproximadamente, el 41.0% de estas presentan diferencias significativas. En el año 2014, el 11.8% de las covariables presentan diferencias significativas; en el 2015, 2017 y 2019, aproximadamente, el 23.0% de estas tienen el mismo resultado. Sin embargo, en el año 2016, no se encuentran diferencias entre ambos grupos.

Tabla 18 *Test de Smith y Todd para menores de cinco años, 2014-2019*

Variables	P-Value					
	2014	2015	2016	2017	2018	2019
Su hogar tiene alumbrado eléctrico	0.901	0.839	0.213	0.982	0.107	0.120
Nivel educativo de la madre	0.494	0.346	0.422	0.007	0.020	0.002
Sexo del niño/a	0.232	0.695	0.467	0.413	0.715	0.333
Condición socioeconómica	0.013	0.031	0.155	0.001	0.001	0.100
Número de controles prenatales	0.140	0.292	0.215	0.091	0.033	0.068
Orden de nacimiento	0.496	0.000	0.093	0.163	0.001	0.044
Edad de la madre	0.287	0.250	0.174	0.109	0.012	0.173
Agua no tratada para beber	0.758	0.001	0.768	0.234	0.181	0.101
Vacunas completas	0.762	0.803	0.316	0.693	0.282	0.550
Hierro madre durante el embarazo	0.246	0.066	0.840	0.298	0.507	0.832
Número de miembros del hogar	0.388	0.000	0.166	0.000	0.000	0.002
Vitamina A después de nacimiento	0.891	0.122	0.090	0.602	0.167	0.578
Localidad rural	0.114	0.349	0.282	0.059	0.077	0.732
Número de niños/as menores <5 años	0.204	0.009	0.065	0.002	0.005	0.066
Accede a medios de comunicación	0.292	0.220	0.057	0.551	0.795	0.003
Sexo del jefe del hogar	0.021	0.617	0.928	0.794	0.901	0.114
Región Natural	0.590	0.346	0.932	0.489	0.045	0.703

Fuente: ENDES. Elaboración propia

Por otra parte, en el año 2014, para los menores de tres años el 100% de las covariables muestran no tener diferencias significativas entre ambos grupos; en el 2015, es el 17.7% donde se encuentran diferencias entre ambos grupos; en el 2016, solo el

11.8% de las covariables presentan diferencias significativas; mientras que, para los tres años restantes, aproximadamente, el 23.0% presentan diferencias significativas.

Tabla 19 Test de Smith y Todd para menores de tres años, 2014-2019

Variables	P-Value					
	2014	2015	2016	2017	2018	2019
Su hogar tiene alumbrado eléctrico	0.979	0.718	0.639	0.535	0.008	0.005
Nivel educativo de la madre	0.119	0.145	0.614	0.000	0.065	0.001
Sexo del niño/a	0.618	0.389	0.529	0.203	0.996	0.551
Condición socioeconómica	0.656	0.046	0.028	0.002	0.164	0.414
Número de controles prenatales	0.178	0.326	0.578	0.108	0.188	0.233
Order de nacimiento	0.961	0.006	0.773	0.239	0.037	0.170
Edad de la madre	0.736	0.876	0.187	0.250	0.398	0.232
Agua no tratada para beber	0.249	0.509	0.079	0.179	0.126	0.394
Vacunas completas	0.822	0.453	0.466	0.283	0.477	0.460
Hierro madre durante el embarazo	0.125	0.268	0.508	0.344	0.660	0.821
Número de miembros del hogar	0.437	0.055	0.083	0.000	0.001	0.006
Vitamina A después de nacimiento	0.896	0.224	0.401	0.849	0.121	0.878
Localidad rural	0.558	0.218	0.947	0.093	0.157	0.167
Número de niños/as menores <5 años	0.599	0.021	0.631	0.001	0.003	0.031
Accede a medios de comunicación	0.997	0.553	0.014	0.375	0.946	0.642
Sexo del jefe del hogar	0.358	0.622	0.941	0.647	0.342	0.065
Región Natural	0.836	0.270	0.410	0.948	0.841	0.116

Fuente: ENDES. Elaboración Propia

Por otro lado, para los menores de un año, en el año 2014, el 100% de las covariables muestran no tener diferencias significativas entre ambos grupos; en el 2015 y 2016, solo el 11.8% de las covariables presentan diferencias significativas entre ambos grupos; en el 2017, no se encuentran diferencias significativas en el 82.3%; mientras que, para los dos años restantes, solo el 5.9% presentan diferencias significativas.

Tabla 20 Test de Smith y Todd para menores de un año, 2014-2019

Variables	P-Value					
	2014	2015	2016	2017	2018	2019
Su hogar tiene alumbrado eléctrico	0.960	0.638	0.674	0.951	0.614	0.381
Nivel educativo de la madre	0.215	0.418	0.745	0.003	0.331	0.305
Sexo del niño/a	0.988	0.639	0.706	0.414	0.707	0.836
Condición socioeconómica	0.011	0.176	0.712	0.951	0.186	0.958
Número de controles prenatales	0.359	0.442	0.406	0.589	0.975	0.196
Order de nacimiento	0.456	0.022	0.951	0.274	0.279	0.591
Edad de la madre	0.395	0.091	0.996	0.977	0.538	0.636
Agua no tratada para beber	0.217	0.396	0.820	0.062	0.350	0.390
Vacunas completas	0.415	0.771	0.189	0.613	0.226	0.148
Hierro madre durante el embarazo	0.685	0.518	0.933	0.907	0.319	0.540
Número de miembros del hogar	0.713	0.101	0.001	0.000	0.001	0.003
Vitamina A después de nacimiento	0.223	0.052	0.974	0.846	0.712	0.847
Localidad rural	0.873	0.047	0.935	0.111	0.413	0.560
Número de niños/as menores <5 años	0.812	0.194	0.530	0.000	0.243	0.286
Accede a medios de comunicación	0.606	0.347	0.008	0.061	0.219	0.350
Sexo del jefe del hogar	0.116	0.927	0.253	0.967	0.310	0.249
Región Natural	0.748	0.751	0.844	0.850	0.742	0.046

Fuente: ENDES. Elaboración Propia

En resumen, se puede afirmar, considerando un *p-value* al 5% de significancia, es decir, 95% de confianza, los resultados encontrados son robustos para los indicadores principales.

6.5.4. Test de falsificación

La última prueba de robustez es la planteada por Lee y Lemieux (2010) con la finalidad de comprobar que los resultados encontrados muestran una relación causal real y no son espurios. Los pseudo *outcomes* seleccionados han sido dos: (i) sexo y (ii) día de nacimiento. Estas variables escogidas corresponden a aquellas sobre las cuales intuitivamente no se debería de encontrar ningún efecto de la intervención. Es decir, el ser beneficiario del programa no debería tener impacto en el sexo del niño/a ni en el día de su nacimiento.

Como se verifica de la Tabla 21, solo se encuentran cuatro resultados significativos en dos años específicos (2015 y 2018); mientras que, en el resto de los años no se encuentra ningún resultado significativo. Este resultado robustece los resultados encontrados y no serían correlaciones espurias sino efectos debidos a la intervención correctamente identificados.

Tabla 21 *Test de Falsificación, 2014-2019*

Year	Sexo		Día de nacimiento	
	ATE	ST	ATE	ST
2014	0.007	0.028	-0.312	0.493
2015	-0.027*	0.019	0.014	0.341
2016	0.001	0.02	0.186	0.361
2017	0.004	0.02	0.392	0.346
2018	0.004	0.018	0.459*	0.318
2019	0.018	0.02	0.259	0.349

Fuente: ENDES. Elaboración propia



Capítulo 7: Conclusiones y recomendaciones

El presente estudio busca contribuir en la literatura sobre cómo un programa de transferencias condicionadas puede generar impactos indirectos sobre sus beneficiarios. En este sentido, medir el efecto de este sobre la probabilidad de muerte infantil y en la niñez. Como objetivo secundario se plantea medir impactos heterogéneos por región dado que la implementación en etapas del programa benefició principalmente a distritos de la región natural de la Sierra. Adicionalmente, con la finalidad de evidenciar el camino causal por el cual se generarían los efectos de esta intervención sobre los *outcome* de interés (mortalidad infantil y en la niñez) se han estimado varios indicadores de resultado de corto y mediano plazo que permiten clarificar los resultados encontrados. Entre estos se encuentran: acceso a seguro de salud, controles prenatales, vacunas básicas completas, vacunas completas para su edad, CRED, la cantidad de hierro de la madre, IRA, EDA, anemia y, finalmente, la desnutrición crónica infantil (OMS). Asimismo, se ha calculado todos los indicadores generados sobre un tercer subgrupo etario, que son los menores de tres años para evidenciar, con mayor claridad, cómo se dan los efectos al tener más o menos edad. La base de datos utilizada, para la presente investigación, es una fuente de datos secundaria y pública que es recogida por el Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI) denominada ENDES. El periodo de estudio es del 2014-2019, el cual ha sido escogido porque tiene la cantidad muestral necesaria para poder realizar la medición de los efectos por región natural; debido a que, antes de este periodo solo se encuentra información para la región natural de la Sierra.

Respecto a los análisis descriptivos se observa cómo para este periodo el 10.5% de los niños/as menores de cinco años han fallecido; mientras que, solo el 1.1% y 1.0% de los niños/as menores de tres años y menores de un año fallecen, respectivamente. Esto nos da como posible evidencia que existiría una mayor probabilidad en fallecer en edades más avanzadas, es decir, entre los tres y cinco años. Asimismo, aproximadamente el 15% de los menores de tres y cinco años presenta desnutrición infantil; en cambio, el 10.8% de los menores de un año tienen esta condición. Esto puede indicar que es una condición que necesita de especial atención ya que podría ser de difícil tratamiento dadas las condiciones de la población afectada por esta. Estos mismos

resultados son encontrados cuando se analiza el subconjunto muestral de los beneficiarios/as del programa en el periodo. Cabe resaltar, que el año 2015, es aquel año donde se puede apreciar una mayor cantidad de niños/as fallecidos menores de cinco años para los beneficiarios del programa; mientras que, el año 2019, es donde se presenta una mayor cantidad de infantes fallecidos para los beneficiarios del programa y es la región Sierra la cual ha aglomerado durante todo este periodo la mayor cantidad de fallecimientos de estos grupos.

Por otra parte, teniendo en cuenta la teoría de cambio se esperaría que tanto la condicionalidad aplicada por el programa como el efecto ingreso de las familias beneficiarias les permitan acceder a mayores servicios de salud, lo que a la larga tenga beneficios sobre los indicadores de mortalidad infantil y en la niñez. Teniendo en cuenta que la probabilidad de recibir el programa no es aleatoria se introduce dentro del marco de análisis de sesgo de selección, lo cual podría sesgar los estimadores e imposibilitar de sustentar la causalidad de los resultados. Debido a esto, se propuso la metodología del *Propensity Score Matching One to One*, la cual busca solucionar estos problemas mediante una selección en variables observables. Se realizó un test de medias antes del emparejamiento sobre las variables observables seleccionadas según la revisión de literatura y las características de intervención del programa. En este sentido, este test muestra que se encuentran diferencias significativas entre ambos grupos, aproximadamente, en el 92% de las variables seleccionadas. Sin embargo, luego del emparejamiento se puede observar cómo el 100% de las variables utilizadas para el emparejamiento no muestran ninguna diferencia significativa al 5%; además, el gráfico del soporte común de los años de estudio reafirma la calidad del emparejamiento mostrando la misma tendencia para todos los grupos (líneas superpuestas). De acuerdo con esto, se puede afirmar causalidad en los resultados encontrados utilizando esta metodología.

Específicamente, a través de la metodología empleada se encuentra impactos positivos y significativos en el acceso a la cobertura de salud. Entre estos resultados, para todos los grupos que han sido analizados se encuentra efectos sobre el acceso a seguro de salud, los controles prenatales, las vacunas básicas completas, vacunas completas y en el hierro de la madre durante el embarazo; sin embargo, no se encuentran

efectos sobre el CRED para el grupo de menores de cinco años. De esta manera, se evidencia que, teniendo en cuenta cómo ha sido diseñado el programa y las condiciones establecidas para la madre en relación con la salud de ella y sus hijos/as tiene un impacto realmente importante en cierre de brechas. No obstante, se tendría que poner atención al indicador de CRED para menores de cinco años, ya que el efecto encontrado podría estar explicado porque la condicionalidad no es tan rigurosa para este grupo etario.

Por el lado de los indicadores relacionados a resultados de mediano y largo plazo sobre la salud los resultados, en general, no son constantes en el periodo de estudio. Respecto a las IRA solo en el año 2016 se puede observar una reducción de esta para ambos grupos. Las EDA son las que mejores resultados tendría el programa al encontrarse en más de un año impactos sobre su reducción para los menores de tres y cinco años; sin embargo, para los menores de un año no se encuentran efectos. En el indicador de anemia, también, se observa una reducción, pero solo para años específicos para los grupos de edad mayores; mientras que, se encuentran efectos no esperados sobre los menores de un año. Esto podría estar explicado dado que para las madres de los menores de un año no se encuentran efectos sobre mejoras en el hierro, lo cual podría ser tener como consecuencia que los niños/as a corta edad no nazcan y tengan durante la lactancia los suficientes nutrientes.

En relación con la desnutrición, si bien los resultados muestran efectos positivos y significativos sobre este indicador al transcurrir de los años existe una tendencia decreciente sobre las diferentes cohortes respecto a su estadio inicial. Lo cual podría suponer que, al pasar el tiempo, el programa podría reducir la desnutrición infantil, aunque al ser este estado el que mayor prevalencia tiene, como lo observado en los estadísticos descriptivos, podría necesitar de mayor tiempo o políticas complementarias para poder encontrar un efecto sobre este. Los resultados sobre la mortalidad en la niñez muestran solo para un año efectos negativos y significativos, es decir, una reducción de este indicador en 0.7 pp. en comparación con los que no recibieron la intervención. Este resultado es clave para ver si JUNTOS tendría impactos sobre este, ya que el único año donde se encuentra este resultado es el 2016. Analizando este año, podemos observar un comportamiento de lo explicado en la teoría de cambio, donde efectivamente se dan todos los canales de transmisión, es decir, acceso a indicadores de salud y; además, una

reducción en la IRA, EDA, Anemia, un valor bajo de DCI y finalmente una reducción en la mortalidad en la niñez. En este sentido, diríamos que si se cumple todos los efectos esperados el programa sí tendría impactos en este indicador. Para el caso de la mortalidad en menores de tres años, se encuentra que en el año 2017 un efecto del mismo signo y significancia (0.8 pp.); sin embargo, para el año 2018, un aumento de esta (0.7 pp.). No obstante, explicar cómo se da este resultado resulta más complejo; debido a que, podría estar relacionado al acceso de servicios básico y algún efecto encontrado de reducción de las EDA de un año anterior al año de medición. En relación con la mortalidad infantil, se encuentra un efecto negativo y significativo de 1.3 pp., lo cual, al ser los primeros años de edad, puede estar explicado por los CRED, el acceso a un seguro de salud y los controles prenatales realizados por la madre.

Los impactos heterogéneos por región natural muestran un evidente impacto en el acceso a servicios de salud en todas las regiones y para ambos grupos analizados. Los efectos sobre los controles prenatales muestran efectos mayores para la Costa y la Selva para los niños/as menores de cinco años; mientras que, para los menores de tres años un efecto en más de una LdS para el caso de la Selva. En el caso de los menores de un año, se encuentran impactos en específicos años para cada una de las regiones. Asimismo, el programa tendría impactos positivos y significativos sobre los dos indicadores de vacunas. Con relación al indicador de CRED, en contraste, con el modelo base se encuentra efectos en la Costa, Sierra y Selva para todas las cohortes de estudio. Con respecto al indicador de hierro de la madre, para los menores de tres y cinco años, se encuentran efectos en algunos años del periodo de estudio, pero es en la Costa donde no se encuentran estos efectos o solo en uno o dos años. Mientras que, para el caso de los menores de un año casi no se encuentran efectos para las diferentes regiones o en el periodo de estudio.

Sobre los indicadores de salud de mediano y largo plazo se encuentra que efectos por años sobre las IRA, pero estos varían entre su significancia y el signo (negativo en algunos y positivo en otros) para todos los grupos de edad. Que en comparación con el modelo base donde solo en un año se encontraban efectos analizando por región natural se encuentran mayores efectos. Los efectos sobre las EDA muestran que para el grupo de niños/as menores de cinco años se encuentran en máximo tres años del periodo de

estudio en las tres diferentes regiones naturales; mientras que, para los menores de tres años se encuentran efectos solo en algunas cohortes, aunque para los menores de un año casi no se encuentran efectos sobre el periodo de estudio. Con respecto a la anemia se puede observar una tendencia parecida a las EDA, donde se encuentran impactos para los menores de cinco años, pero para los grupos de menor edad casi no existen impactos para todas las regiones naturales. La desnutrición crónica sigue la misma tendencia que el modelo base donde se aprecia una reducción del efecto sobre la población con el paso de los años para todas las regiones sobre los grupos etarios mayores, pero para los menores de un año en la Sierra y, en casi todos los años, para la Selva no se encuentran efectos significativos. Cabe resaltar que, para los años 2018 y 2019, para los menores de tres años de la Selva se encuentra una reducción de 5.3 y 5.4 pp. sobre la desnutrición crónica, respectivamente. Los resultados sobre la mortalidad en la niñez muestran que para la Costa durante los dos primeros años y el último del periodo de estudio se encuentran efectos positivos y significativos sobre este indicador; además, en la Selva, también, se encuentran los mismos efectos, pero durante el 2014, 2016 y 2018. Los resultados sobre la mortalidad en menores de tres años muestran efectos similares al de la niñez para las mismas regiones, aunque en una menor cantidad de años. En la Sierra para ambas cohortes de edades no se encuentran efectos sobre la mortalidad infantil y en la niñez. Con respecto a la mortalidad infantil se halla una reducción de esta para los años 2014 y 2019 para el caso de la Sierra, en la Costa una reducción en el año 2019; mientras que, para la Selva una reducción durante los primeros años del periodo de estudio 6.3 y 6.1 pp. pero un efecto positivo y significativo para el año 2018 (2.8 pp.).

Con el objetivo de sostener la relación causal de los resultados encontrados para los principales indicadores de resultado del presente estudio del modelo base, se ha analizado la robustez de estos mediante una serie de test que permitirán validarlos. La primera de ellas, y la más importante, es la prueba de las bandas de Rosenbaum, la cual pone a prueba a los resultados ante la presencia de los factores no observables lo cual afecta directamente el supuesto de la metodología del PSM. El principal resultado del test, muestra que la presencia ante la presencia de una variable no observable que quintuple la probabilidad de ser tratado (intervenido por JUNTOS) y que se encuentre

fuertemente relacionada con los *outcomes* principales (mortalidad infantil y en la niñez) no explicaría el impacto encontrado entre los beneficiarios/as y los resultados sobre la mortalidad infantil y en la niñez. De esta manera, se puede aseverar que los resultados base son robustos ante la presencia de no observables o sesgos “ocultos” fuertes. No obstante, es importante mencionar que para el caso del indicador de mortalidad infantil los resultados deben ser tomados con cautela, ya que para años específicos podría haber sesgos ocultos que puedan sobre dimensionar los resultados encontrados.

La segunda prueba de robustez fue testear la sensibilidad al método de emparejamiento utilizado al variar los algoritmos que usa cada uno de estos para emparejar la muestra entre tratados y controles. Los resultados encontrados a través de la metodología del *caliper* (0.001) muestran robustez con los efectos encontrados bajo el modelo base (*one-to-one*). Mientras que, tanto el modelo de emparejamiento que usa los cinco vecinos más cercanos y el Kernel no encuentran efectos del programa. Esto puede deberse a la construcción de cada uno de estos métodos, los cuales al considerar una muestra más amplia para la construcción del contrafactual podría, no necesariamente, considerar la muestra más parecida para el individuo tratado.

La tercera es sobre el balance fuerte de covariables, la cual se realiza a través de las pruebas de Smith y Todd. Esta tiene como finalidad contrastar el desbalance entre las covariables y la probabilidad de ser beneficiario/a del programa a través de interacciones con distintas formas polinómicas. En esta prueba, se obtiene como resultado que para los niños/as menores de cinco años como máximo, aproximadamente, el 23% de las covariables se encuentran desbalanceadas; sin embargo, si hay que tener cierto cuidado sobre los resultados de esta prueba para el año 2018 donde el 41% de las covariables se encuentran desbalanceadas. En el análisis de covariables para el grupo de menores de tres años se encuentra que como máximo, el 23% de estas se encuentran desbalanceadas, aunque en otros años es aún menor este porcentaje. Mientras que, para los menores de un año se encuentra que solo en el año 2017 el 17.65% de las covariables presentan un desbalance. Esto reafirmaría que la elección de las covariables basadas en observables y la metodología empleada estarían capturando los efectos causales de la intervención.

Como última prueba de robustez, se aplicó el test de falsificación propuesto por Lee y Lemieux (2010) al elegir *pseudo outcomes*, sobre los cuales la intervención no debería tener ningún efecto. Se emplearon dos *pseudo outcomes* (sexo y el día de nacimiento), donde los seis años que conforman el periodo de estudios en dos de estos, 2015 y 2018, se encuentran efectos en estos *pseudo outcomes*. Esto puede ser explicado al analizar los resultados encontrados para estos años específicos de los test de covariables fuertes donde, se muestra que para el año 2018 este se encontraría desbalanceado y los resultados encontrados sobre el test de Rosembaum. Por ello, se debe de tomar los resultados encontrados en estos años con cautela.

En resumen, el programa JUNTOS tendría efectos sobre la mortalidad en la niñez, siempre y cuando, se pueda asegurar todos los efectos causales esperados dentro de la teoría de cambio; con ello, se podría lograr una disminución sobre este indicador. Se ha comprobado que la existencia de efectos de programa en el acceso a la cobertura de servicios de salud. Los test de robustez evidenciarían que los impactos encontrados son atribuibles a la intervención y no a otros factores que podrían sesgar los resultados, salgo para específicos años y un subgrupo analizado. Asimismo, se debe tener en cuenta los efectos por región natural para mejorar la intervención de acuerdo con el espacio geográfico o indagar de manera cualitativa porque se encuentran ciertos resultados sobre la cobertura de servicios de salud. Finalmente, los efectos encontrados sobre las diferentes mediciones de la mortalidad nos brindarían información sobre que sería lo más relevante para tener un efecto en su reducción. Es decir, para los menores de un año los factores más relevantes podrían estar dados por el acceso a un seguro de salud por parte del hogar, el que sus madres tengan controles prenatales y los lleven a los controles CRED. Mientras que, los niños/as de las cohortes más grandes de edad tendrían más probabilidades de sobrevivir si tienen acceso a vacunas, CRED y una reducción en enfermedades que pueden deteriorar su salud.

RECOMENDACIONES DE POLITICA

El programa JUNTOS ha sido ampliamente estudiado y ha mostrado resultados importantes respecto, no solo a indicadores de salud sino, también, en acceso a

educación. Esto está dado por las condiciones que tiene el programa para que la madre pueda recibir la transferencia monetaria. No obstante, en la presente investigación no se encuentran efectos sobre los CRED para los niños/as menores de cinco años, lo cual podría explicarse por las condiciones señaladas en el documento del MIDIS (2017), donde podría parecer que existe una mayor flexibilidad para los grupos etarios de mayor edad. Aunque, en el documento institucional mencionan que los niños/as hasta 5 años deben estar registrados en el colegio para recibir atención, se debería tener preguntas dentro de la ENDES para saber si, efectivamente, para los grupos de mayor edad reciben visitas a los centros escolares y la periodicidad de estas. Una opción adicional es incrementar los chequeos constantes sobre las familias que cumplen o no los requisitos, ya que podría darse un relajo en el tiempo por parte del hogar y esto no contribuya a mejorar diferentes indicadores de salud.

Por otra parte, un tema que se ha empezado a mencionar en la literatura sobre el programa es si la transferencia monetaria debe ser mayor (Monge et al 2017), ya que el aumento de la inflación anual afecta el valor real de la transferencia haciendo que cada año los hogares puedan acceder a menos bienes de consumo. En este contexto, si existe un aumento de la transferencia podría ser más riguroso con las condiciones y; con ello, asegurarse la asistencia a los controles de crecimiento. Debido a que los hogares harían un mayor esfuerzo por cumplir con las condiciones al recibir una cantidad mayor, el costo de oportunidad sería mayor.

Por otro lado, dado los efectos encontrados, en los indicadores de IRA y desnutrición, se podría complementar la intervención con capacitaciones a las madres sobre medidas de protección para evitar las infecciones respiratorias para ambas cohortes de edades e información sobre alimentos nutritivos para que el niño/a no presente desnutrición. En este sentido, el aumento de la transferencia podría ser dado para aquellos hogares que, a su vez, asisten a estas charlas nutricionales. Asimismo, en caso se lleguen a otorgar se tendría que complementar con una revisión de literatura que pueda dar mayor claridad sobre la cantidad recomendada de entrenamiento que tenga que recibir la madre para no solo obtener resultados en el corto plazo, sino, también, asegurarlos en el largo plazo.

Los resultados por región, también, ayudan a planificar políticas específicas; por ejemplo, para la región Costa es importante asegurar el acceso a suplementos de hierro y ácido fólico de la madre. Promover la vacunación en menores de 12 meses para la Selva; así como, reforzar el acompañamiento de controles prenatales. Asimismo, dados los resultados encontrados en indicadores de salud como IRA, EDA y anemia, reforzar la intervención con el uso de chispitas y un *training* específico al hogar. Para el caso de los indicadores relacionados a la desnutrición, mortalidad infantil, mortalidad en menores de tres años y mortalidad en la niñez, es importante diseñar una evaluación cualitativa que pueda brindar mayores detalles de prácticas o costumbres del hogar cada región que ayuden a esclarecer porque no se encuentran los efectos esperados. Esta evaluación sería clave para el diseño del curso de mejorar de prácticas de cuidado de los hogares. Teniendo en consideración la necesidad de involucrar al padre en los cuidados de los hijos/as, el aumento de la transferencia podría ser clave para cerrar brechas culturales y contribuir a mejores resultados del programa. Por lo explicado anteriormente, se recomienda un aumento en la transferencia monetaria. Asimismo, utilizando el Laboratorio de Innovación – AYNI LAB Social, se pueda realizar evaluaciones experimentales de la recomendación de política de la presente investigación y de encontrarse los resultados esperados se pueda ir escalando de a pocos.

Con relación a la base de datos utilizada para las estimaciones se recomienda que el INEI elabore una ENDES panel para poder medir con otro tipo de metodologías los efectos de diferentes intervenciones del estado sobre variables de salud. Debido a que, no se cuentan con los mismos hogares durante varias cohortes de tiempo es una limitante bastante fuerte para medir el efecto en el tiempo de aquellos hogares que han recibido la intervención en los primeros años de estudio.

Referencias bibliográficas

ALCÁZAR, Lorena

2009 *El gasto público social frente a la infancia: Análisis del Programa Juntos y de la Oferta y Demanda de servicios asociados a sus condiciones.* Lima.

ALCÁZAR, Lorena y ESPINOZA, Karen

2014 *Impacto del programa Juntos sobre el empoderamiento de la mujer.* Lima

ANGRIST, Joshua y PISCHKE, Jorn-Steffen

2009 *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion.* Princeton University Press.

ATTANASIO, Orazio, GÓMEZ, Carlos, HEREDIA, Patricia y HERNÁNDEZ, Marcos

2005 *The short-term impact of a Conditional Cash subsidy on child health and nutrition in Colombia.* Bogotá. Colombia

ARROYO, Juan

2010 *Estudio cualitativo de los efectos del programa JUNTOS en los cambios de comportamiento de los hogares beneficiarios en el distrito de Chuschi.* Lima.

BARHAM, Tania

2011 *A helthier start: The effect of conditional cash transfer on neonatal and infant mortality in rural Mexico.* Journal of Development Economics.

BELTRÁN, Arlette y GRIPPA Ana

2006 *Políticas efectivas para reducir la mortalidad infantil en el Perú: ¿Cómo reducir la mortalidad infantil en las zonas más pobres del Perú?* Lima

CALIENDO, Marco y KOPEINIG, Sabine

2008 *Some Practical Guidance for the Implementation of Propensity Score Matching.* Journal of Economic Surveys; 22 (1): 31-72.

CÓRDOVA, Pamela y Marina NICOLAEVA

2015 *Una aproximación a los determinantes socioeconómicos de la mortalidad infantil y de niñez en Bolivia: Uso de métodos indirectos*

de cálculo de mortalidad y análisis bivariado. Investigación & desarrollo, No 15, Vol.2, pp. 41-59.

COZZUBO, Angelo; AMAYA, Elard y CUETO, Juan

2021 *The social costs of crime: the erosion of trust between citizens and public institutions. Econ Gov 22, 93-117.*

DAMMERT, Ana

2001 *Acceso a servicios de salud y mortalidad infantil en el Perú. Lima. Program in Mexico. México, D. F.*

DÍAZ, Juan Jose y SALDARRIAGA, Victor

2017 *Promoting prenatal health care in por rural áreas through conditional cash transfer: evidence from JUNTOS in Peru. GRADE: Avances de investigación 25.*

DUBOIS, Pierre- DE JANVRY, Alain y SADOULET, Elisabeth

2011 *Effects on School Enrollment and Performance of a Conditional Cash Transfer Program in Mexico. México, D. F.*

FERNALD, Lia; GERTLER, Paul y NEUFELD, Lynnette

2008 *Role of cash in conditional cash transfer programmes for child health, growth, and development: an analysis of Mexico's Oportunidades. Lancet; 371: 828-37.*

FISZBEIN, Ariel y Norbert SCHADY

2009 *Conditional Cash Transfers: Reduciong presente and Future Poverty. Banco Mundial: Washington D.C.*

GERTLER, Paul; MARTINEZ, Sebastian; PREDMAN, Patrick, et al.

2016 *Impact Evaluation in Practice. Second Edition. Washington, DC: Inter-American Development Bank and World Bank.*

GERTLER, Paul; MARTINEZ

2004 *Do conditional cash transfer improve child health? Evidence from Progresas's controlled randomized experiment. American Economic Review 2004; 94: 331-336.*

HECKMAN, James- ICHIMURA, Hidehiko y TODD, Petra

1997 *Matching as an Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluation a Job Training Programme. The Review of Economic Studies.*

JANN, Ben

2017 *Kernel matching with automatic bandwidth selection* (London Stata Users Group Meeting).

JARAMILLO, Marta, Dov CHERNICHOVSKY y José JIMÉNEZ

2018 *Determinantes de la mortalidad infantil en Colombia. Path Análisis. Rev. Salud Pública. Vol. 20*

JARAMILLO, Miguel y SÁNCHEZ ALAN

2012 *Impactos del Programa Juntos sobre la Nutrición temprana. BCRP. Lima*

KABORÉ, Rémi- BERTRAND, Ivlabehiré, KOULIDIATI, Jean, et al

2016 *Factors associated with very early neonatal mortality in Burkina Faso: A matched case-control study: International Journal of Gynecology and Obstetrics.*

LEE, Myoung,

2016 *Matching, regression discontinuity, difference in difference, and beyond.* New York: Oxford University Press.

LEE, David y LEMIEUX, Thomas

2010 *Regression discontinuity designs in economics.* Journal of economic literature, 48(2), 281-355.

LEE, Myoung

2005 *Micro-Econometrics for Policy, Program, and Treatment Effects (Advanced Texts in Econometrics).* Oxford University Press, USA.

LIM, Stephen; HOISINGTON, Joseph; JAMES, Spencer; HOGAN, Margaret Emmanuela Gakidou

2009 *India's Janani Suraksha Yojana, a conditional cash transfer programme to increase births in health facilities: an impact evaluation*

MINISTERIO DE DESARROLLO E INCLUSIÓN SOCIAL

2014 *JUNTOS en cifras 2005-2014.* Lima.

2017 *Resolución de Dirección Ejecutiva N 210-2017-MIDIS/PNADP.*

MONCAYO, Ana

2019 *Strong effect of Ecuador's conditional cash transfer program on childhood mortality from poverty-related diseases: a nationwide analysis.* BMC Public Health.

MONGE, Alvaro; SEINFELD, Janice y CAMPANA, Yohnny

2017 *Servicio de Consultoría para el Análisis de Resultados para Estimar los Efectos Directamente Atribuibles del Programa Nacional de Apoyo Directo a los Más Pobres JUNTOS.* Informe de evaluación del MEF. Mimeo.

NACIONES UNIDAS

2010 *Asamblea General.* Resolución aprobada por la Asamblea General el 22 de septiembre de 2010.

MUSGROVE, Philip

2007 *Challenges and Solutions in Health in Latin America.*

NARVAEZ, Rory

1998 *Inequidades en el Estado de Salud, Acceso y Uso de los Servicios de Salud en Bolivia.*

PACHECO, José

2012 *Determinantes socioeconómicos de la educación, la mortalidad y el acceso al agua potable y el saneamiento.*

PEROVA, Elizaveta y VAKIS, Renos

2009 *Welfare impacts of the "Juntos" Program in Peru: Evidence from a non-experimental evaluation.* World Bank.

2012 *5 Years in Juntos: New Evidence on the Program's Short and Long-Term Impacts.* Lima.

PRESIDENCIA DEL CONSEJO DE MINISTROS

2010 *Informe compilatorio: El programa Juntos, resultados y retos.* Lima.

s/a *Programa Nacional de Apoyo directo a los más pobres "JUNTOS".* Lima.

s/a *En la lucha contra la pobreza Juntos Avanza.* Lima.

PROGRAMA DE LAS NACIONES UNIDAS

2013 *Tercer Informe Nacional de Cumplimiento de los Objetivos de Desarrollo del Milenio.* Lima.

RASELLA, Davide; AQUINO, Rosana; SANTOS, Carlos, et al.

2013 *Effect of a conditional cash transfer programme on childhood mortality: a nationwide analysis of Brazilian municipalities.* Lancet; 382: 57-64.

RAWLINGS, Laura y Gloria RUBIO

2005 *Evaluating the Impact of Conditional Cash Transfer Program.* World Bank Research Observer, Vol. 20, No 1 (Spring 2005)

ROSENBAUM, Paul

2002 *Observational studies.* En *Observational studies* (pp. 1-17). Springer.

ROSENBAUM, Paul y RUBIN, Donald

1983 *The central role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects.* J-Stor. Biometrika, Vol. 70, No. 1. (Apr., 1983), pp. 41-55.

SÁNCHEZ, Alan; MELENDEZ, Guido; BEHRMAN, Jere

2020 *Impact of the Juntos Conditional Cash Transfer Program on Nutritional and Cognitive Outcomes in Peru: Comparison between Younger and Older Initial Exposure.* Economic Development and Cultural Change; 68 (3).

SÁNCHEZ, Alan y RODRÍGUEZ, María

2016 *Diez años JUNTOS: un balance de investigación del impacto del programa de transferencias condicionadas de Perú sobre capital humano.* Lima: GRADE

SHEI, Amei; COSTA, Federico; REIS, Mitermayer y KO, Albert

2014 *The impact of Brazil's Bolsa Familia conditional cash transfer program on children's health care utilization and health outcomes.* International Health and Human Rights; 14: 10.

SMITH, Jeffrey y TODD, Petra

2005 *Does Matching overcome LaLonde's critique of nonexperimental estimators?* University of Pennsylvania, USA.

SUANE DE ARAUJO, Everlane y Neir ANTUNES

2017 *Programa Bolsa Família e a redução da mortalidade infantil nos municípios do Semiárido brasileiro.* Universidade Federal da Paraíba

TRIVELLI, Carolina- DÍAZ, Ramón

2010 *La pobreza Rural y el Programa Juntos.* Lima.

TRONCOSO, Rodrigo y HENOCH, Paulina

2014 *¿Qué impacto han tenido las transferencias condicionadas en Chile?*
Libertad y Desarrollo, No.146

UNICEF

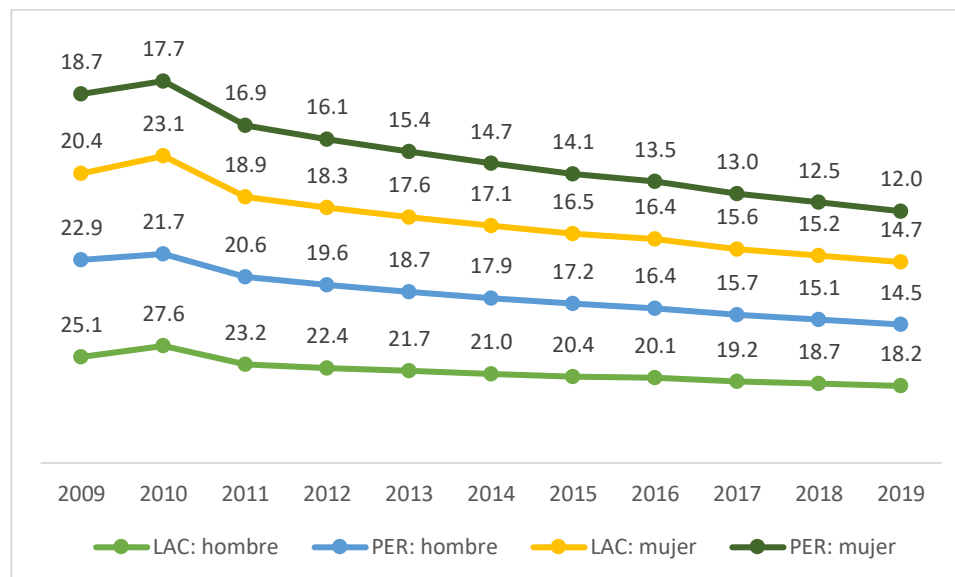
2014 “Inmunización”. *Para la vida*. 2014, pp 1-10
<<http://www.unicef.org/spanish/ffl/pdf/factsforlife-sp-part7.pdf>>

VALDIVIA, Martín y DÍAZ, Juan

2007 *La salud materno infantil en el Perú: Mirando dentro y fuera del Sector Salud*. Lima. Grade.



Anexos

Anexo 1 Tasa de Mortalidad en la niñez de hombres y mujeres- LAC y Perú – periodo 2009-2019

Fuente: Banco Mundial. Elaboración Propia

Anexo 2 Resumen de Programas de Transferencia Monetarias en la región

País	Nombre del programa	Año de inicio	Tipo de transferencia	Monto (mensual) de la transferencia (US\$)			Condicionalidades
Brasil	Bolsa Familia	2003	Diferenciada	Básico (por familia) 19,30	Variable (máximo cinco por familia) 8,77		<i>Salud:</i> Los niños menores de 7 años deben presentar su cartilla de vacunación al día, y asistir a sus controles de CRED. <i>Educación:</i> Matrícula y asistencia al centro educativo.
Chile	Ingreso Ético Familiar (Chile Solidario)	2012	Diferenciada	Bono base (por familia) 6,04	Salud (por niño) 8,61	Educación (por niño) 8,61	<i>Salud:</i> Los menores de 6 años deben acreditar su asistencia a los controles de Niño Sano. <i>Educación:</i> Los niños de 6 y 18 años, matriculados en institución educacional reconocida por el Estado, deben registrar una asistencia escolar mensual superior o igual que el 85%.
Chile	Subsidio Único	1981	Diferenciada		11,60		<i>Salud:</i> Participación de los menores de cinco años en los programas de salud. <i>Educación:</i> Asistencia escolar de los menores de 18 años.
Colombia	Más familias en Acción	2011	Única	Salud (por familia) 13,31	Educación (por niño) 5,81		<i>Salud:</i> Los niños menores de 7 años deben asistir a CRED. <i>Educación:</i> Los niños de 5 y 18 años deben estar matriculados y registrar asistencia escolar del 80%.
Ecuador	Bono de Desarrollo Humano	2003	Diferenciada		50,00		<i>Salud:</i> Los niños menores de 6 años, deben asistir a sus controles bimestrales de CRED. <i>Educación:</i> Los niños de 6 y 15 años deben estar matriculados y asistir al colegio el 90% de los días por mes.
Honduras	Programa de Asignación Familiar	2007	Diferenciada	Salud (por niño, máximo 3) 4,00	Educación (por familia) 3,17		<i>Salud:</i> Los niños menores de 5 años con discapacidad o riesgo de desnutrición, y las mujeres embarazadas o en periodo de lactancia, deben asistir a controles de salud. <i>Educación:</i> Los niños de 6 a 14 años que estén cursando hasta el sexto grado en escuelas públicas deben ser matriculados y asistir al colegio (no más de 20 faltas por año).
México	Prospera	1998	Diferenciada	Salud (por monto máximo por familia) 106,14	Educación (monto máximo por familia) 78,51		<i>Salud:</i> Los niños de 0 a 16 años deben asistir a sus controles de salud. Las mujeres gestantes deben asistir a sus controles prenatales. <i>Educación:</i> Los niños y jóvenes de 6 a 21 años deben estar matriculados (o haber completado el colegio) y asistir el 85% de los días de clase.

Fuente: Sánchez and Rodríguez 2016, 30.

Anexo 3 Descripción de los indicadores de resultado

Indicador	Descripción
Porcentaje de niños con sus vacunas básicas completas	Niño menor de 3 años que ha recibido todas las vacunas del Esquema Nacional de Vacunación según cronograma estipulado para su edad. Comprende: una dosis de BCG (contra la tuberculosis), tres dosis de DPT (contra la difteria, pertussis o tos ferina y tétano) y 1 dosis contra el sarampión.
Porcentaje de niños con sus vacuna completa	Es el porcentaje de vacunas básicas completas del niño menor de 36 meses. Incluye: 1 dosis de BCG, 3 dosis de DPT/Pentavalente, tres dosis contra la poliomielitis (2 IPV/1 APO) ,1 dosis contra el sarampión, 1 dosis anti amarilliza y 1 dosis refuerzo DPT.
Porcentaje de niños con Control de Crecimiento y Desarrollo completo (CRED) para su edad	Atenciones periódicas donde se monitorea el crecimiento del niño. El cálculo del indicador considera que un niño tiene controles de crecimiento y desarrollo de acuerdo a su edad si cumple lo siguiente: Recién nacido al 7 y 15 día de vida -Niños de 01 a 11 meses 01 control por mes. -Niños de 12 a 23 meses 01 control cada 2 meses. -Niños de 24 a 59 meses 01 control cada 3 meses.
Porcentaje de gestantes con suplemento de hierro y ácido fólico	La suplementación es una intervención que tiene como objetivo asegurar el suministro adecuado a las gestantes y púerperas de hierro más ácido fólico, para disminuir la prevalencia de anemia y otras complicaciones. Se entrega a partir de las 14 semanas de gestación cada vez que la usuaria acude a la consulta o en domicilio (180 tabletas de sulfato ferroso durante la gestación y 30 durante el puerperio).
Porcentaje de niños que con infección respiratorias agudas (IRA)	Las infecciones respiratorias agudas son un complejo y heterogéneo grupo de infecciones causadas por distintos gérmenes, que afectan cualquier parte del aparato respiratorio. Se considera un caso de IRA si el niño menor de 36 meses presentó síntomas de infecciones respiratorias agudas en las últimas dos semanas.
Porcentaje de niños con enfermedad diarreica aguda (EDA)	Se define como diarrea a la presencia de tres o más deposiciones sueltas o líquidas en un periodo de 24 horas. Si un episodio de diarrea dura menos de 14 días, se trata de diarrea aguda. Si dura 14 días o más, se la denomina persistente, que es la que suele causar problemas nutricionales y puede producir la muerte de los niños y niñas con diarrea.
Porcentaje de niños con anemia	Es una condición en la cual la sangre carece de suficientes glóbulos rojos o la concentración de hemoglobina es menor que los valores de referencia según edad sexo y altitud. Se considera que el niño con edad entre 6 y menos de 36 meses tiene anemia por déficit de hierro si tienen menos de 11 g de hemoglobina por decilitro de sangre.
Porcentaje de niños con desnutrición crónica infantil (OMS)	Es el niño menor de 5 años cuya talla para la edad está dos desviaciones estándar por debajo de la mediana del patrón de crecimiento internacional tomado como población de referencia (patrón OMS).
Porcentaje de niños que han fallecidos y son menores de un año	Es el niño menor de 1 año cuya que ha fallecido y que su defunción ocurrió hasta un periodo de 5 años previos a la encuesta.
Porcentaje de niños que han fallecidos y son menores de cinco años	Es el niño menor de 5 años cuya que ha fallecido y que su defunción ocurrió hasta un periodo de 5 años previos a la encuesta.

Fuente: Cruzado (2017). Elaboración propia

Anexo 4 Balance de covariables menores de tres años, periodo 2014-2016

Variables	Year: 2014			Year: 2015			Year: 2016		
	Treated	Control	P-value	Treated	Control	P-value	Treated	Control	P-value
Su hogar tiene alumbrado eléctrico	0.720	0.720	1.000	0.815	0.815	0.938	0.829	0.823	0.677
Nivel educativo de la madre	1.396	1.406	0.755	1.459	1.451	0.710	1.435	1.405	0.202
Sexo del niño/a	0.521	0.475	0.053	0.511	0.528	0.273	0.526	0.522	0.833
Condición socioeconómica	1.267	1.252	0.533	1.335	1.327	0.646	1.360	1.358	0.907
Número de controles prenatales	8.444	8.319	0.345	8.608	8.554	0.524	8.674	8.634	0.675
Order de Nacimiento	3.421	3.445	0.820	3.259	3.269	0.868	3.327	3.251	0.293
Edad de la madre	29.585	29.884	0.418	29.480	29.438	0.854	30.080	29.821	0.331
Agua no tratada para beber	0.190	0.177	0.502	0.155	0.159	0.706	0.146	0.137	0.450
Vacunas completas	0.379	0.356	0.304	0.503	0.494	0.543	0.550	0.551	0.972
Hierro madre durante el embarazo	0.905	0.903	0.873	0.921	0.905	0.052	0.933	0.947	0.089
Número de miembros del hogar	5.790	5.816	0.800	5.744	5.789	0.503	5.797	5.878	0.286
Vitamina A después de nacimiento	0.230	0.208	0.253	0.253	0.241	0.341	0.239	0.232	0.620
Localidad rural	0.801	0.789	0.520	0.749	0.731	0.165	0.716	0.714	0.907
Número de niños/as menores <5 años	1.493	1.570	0.027	1.555	1.572	0.447	1.533	1.519	0.586
Accede a medios de comunicación	0.971	0.972	0.887	0.976	0.976	0.921	0.974	0.962	0.059
Sexo del jefe del hogar	0.884	0.876	0.611	0.870	0.873	0.716	0.864	0.871	0.570
Región Natural	3.055	3.071	0.520	3.099	3.110	0.515	3.078	3.099	0.320

Fuentes: ENDES. Elaboración Propia

Anexo 5 Balance de covariables menores de tres años, periodo 2017-2019

Variables	Year: 2017			Year: 2018			Year: 2019		
	Treated	Control	P-value	Treated	Control	P-value	Treated	Control	P-value
Su hogar tiene alumbrado eléctrico	0.851	0.864	0.340	0.849	0.837	0.315	0.844	0.828	0.241
Nivel educativo de la madre	1.498	1.479	0.465	1.496	1.483	0.566	1.497	1.500	0.889
Sexo del niño/a	0.506	0.542	0.049	0.508	0.503	0.765	0.522	0.524	0.910
Condición socioeconómica	1.302	1.278	0.219	1.237	1.216	0.191	1.229	1.221	0.645
Número de controles prenatales	8.714	8.592	0.227	8.751	8.600	0.092	9.024	8.865	0.121
Order de Nacimiento	3.338	3.279	0.430	3.257	3.223	0.615	3.307	3.418	0.168
Edad de la madre	30.306	30.339	0.906	30.065	29.811	0.307	30.405	30.428	0.933
Agua no tratada para beber	0.142	0.156	0.274	0.151	0.179	0.023	0.141	0.166	0.067
Vacunas completas	0.554	0.514	0.028	0.567	0.563	0.789	0.600	0.572	0.145
Hierro madre durante el embarazo	0.942	0.926	0.087	0.955	0.965	0.126	0.946	0.942	0.621
Número de miembros del hogar	5.745	5.790	0.581	5.629	5.662	0.630	5.679	5.771	0.245
Vitamina A después de nacimiento	0.229	0.220	0.564	0.214	0.207	0.625	0.241	0.233	0.625
Localidad rural	0.713	0.702	0.515	0.769	0.778	0.525	0.772	0.781	0.556
Número de niños/as menores <5 años	1.494	1.517	0.380	1.493	1.538	0.055	1.455	1.510	0.043
Accede a medios de comunicación	0.975	0.980	0.380	0.956	0.958	0.870	0.962	0.956	0.444
Sexo del jefe del hogar	0.858	0.873	0.211	0.861	0.837	0.046	0.836	0.821	0.293
Región Natural	3.100	3.092	0.702	3.141	3.133	0.685	3.150	3.160	0.649

Fuentes: ENDES. Elaboración Propia



Anexo 6 Balance de covariables menores de un año, periodo 2014-2016

Variables	Year: 2014			Year: 2015			Year: 2016		
	Treated	Control	P-value	Treated	Control	P-value	Treated	Control	P-value
Su hogar tiene alumbrado eléctrico	0.702	0.656	0.221	0.819	0.805	0.522	0.836	0.842	0.799
Nivel educativo de la madre	1.351	1.321	0.595	1.464	1.408	0.137	1.419	1.337	0.059
Sexo del niño/a	0.518	0.428	0.027	0.510	0.527	0.541	0.513	0.513	1.000
Condición socioeconómica	1.261	1.241	0.611	1.311	1.312	0.959	1.359	1.398	0.312
Número de controles prenatales	8.338	8.358	0.930	8.193	8.371	0.232	8.544	8.250	0.103
Order de Nacimiento	3.348	3.291	0.755	3.187	3.281	0.391	3.252	3.310	0.634
Edad de la madre	28.154	28.030	0.840	28.312	28.711	0.322	29.068	29.505	0.358
Agua no tratada para beber	0.191	0.204	0.682	0.153	0.173	0.328	0.131	0.144	0.526
Vacunas completas	0.649	0.569	0.044	0.813	0.799	0.527	0.821	0.756	0.012
Hierro madre durante el embarazo	0.903	0.900	0.891	0.923	0.926	0.834	0.938	0.934	0.799
Número de miembros del hogar	6.007	5.776	0.173	6.116	5.971	0.225	6.000	6.326	0.014
Vitamina A después de nacimiento	0.241	0.221	0.561	0.249	0.244	0.847	0.193	0.226	0.193
Localidad rural	0.793	0.823	0.351	0.767	0.773	0.792	0.731	0.717	0.625
Número de niños/as menores <5 años	1.589	1.619	0.629	1.760	1.728	0.438	1.686	1.706	0.683
Accede a medios de comunicación	0.980	0.990	0.314	0.969	0.952	0.116	0.979	0.973	0.544
Sexo del jefe del hogar	0.893	0.883	0.698	0.876	0.853	0.223	0.852	0.811	0.080
Región Natural	3.174	3.137	0.406	3.108	3.050	0.048	3.066	3.080	0.720

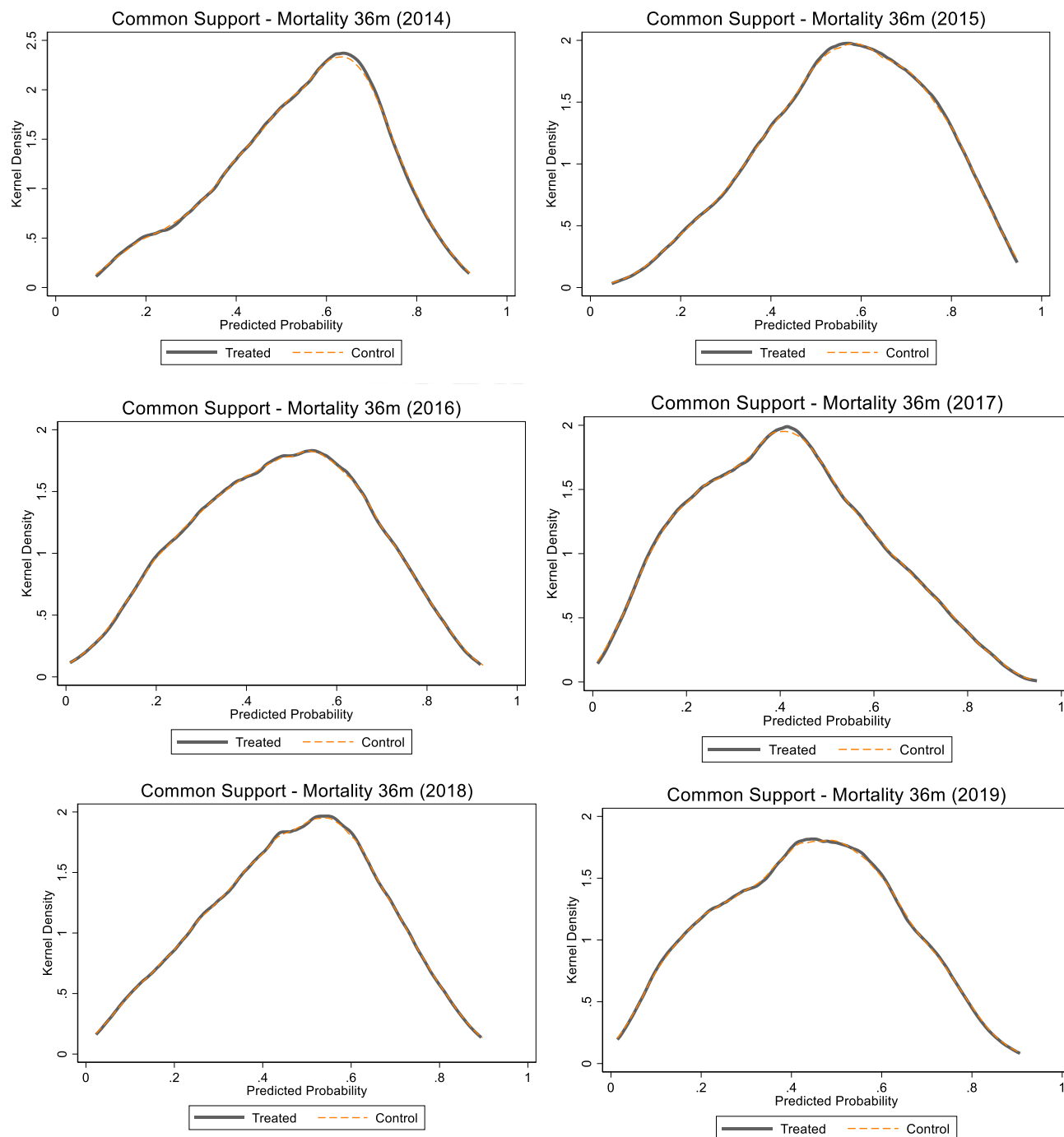
Fuentes: ENDES. Elaboración Propia

Anexo 7 Balance de covariables menores de un año, periodo 2017-2019

Variables	Year: 2017			Year: 2018			Year: 2019		
	Treated	Control	P-value	Treated	Control	P-value	Treated	Control	P-value
Su hogar tiene alumbrado eléctrico	0.862	0.905	0.036	0.825	0.791	0.150	0.834	0.830	0.861
Nivel educativo de la madre	1.498	1.447	0.259	1.478	1.480	0.965	1.501	1.475	0.559
Sexo del niño/a	0.500	0.570	0.029	0.537	0.597	0.041	0.495	0.471	0.471
Condición socioeconómica	1.253	1.280	0.411	1.234	1.207	0.348	1.202	1.194	0.759
Número de controles prenatales	8.527	8.597	0.687	8.462	8.421	0.804	8.908	8.763	0.443
Order de Nacimiento	3.278	3.185	0.473	3.246	3.100	0.242	3.168	3.277	0.419
Edad de la madre	29.591	29.850	0.596	28.638	28.210	0.348	29.215	29.013	0.685
Agua no tratada para beber	0.113	0.138	0.246	0.173	0.194	0.355	0.142	0.187	0.063
Vacunas completas	0.800	0.817	0.515	0.829	0.815	0.533	0.837	0.860	0.315
Hierro madre durante el embarazo	0.944	0.932	0.424	0.964	0.961	0.753	0.953	0.944	0.554
Número de miembros del hogar	5.947	6.239	0.054	6.011	5.993	0.896	5.925	6.133	0.150
Vitamina A después de nacimiento	0.228	0.228	1.000	0.191	0.194	0.880	0.239	0.228	0.699
Localidad rural	0.749	0.749	1.000	0.774	0.770	0.887	0.789	0.766	0.386
Número de niños/as menores <5 años	1.554	1.599	0.359	1.697	1.679	0.709	1.548	1.576	0.599
Accede a medios de comunicación	0.975	0.996	0.007	0.941	0.939	0.900	0.961	0.976	0.187
Sexo del jefe del hogar	0.858	0.842	0.473	0.857	0.847	0.614	0.837	0.839	0.929
Región Natural	3.121	3.124	0.954	3.141	3.102	0.267	3.163	3.194	0.436

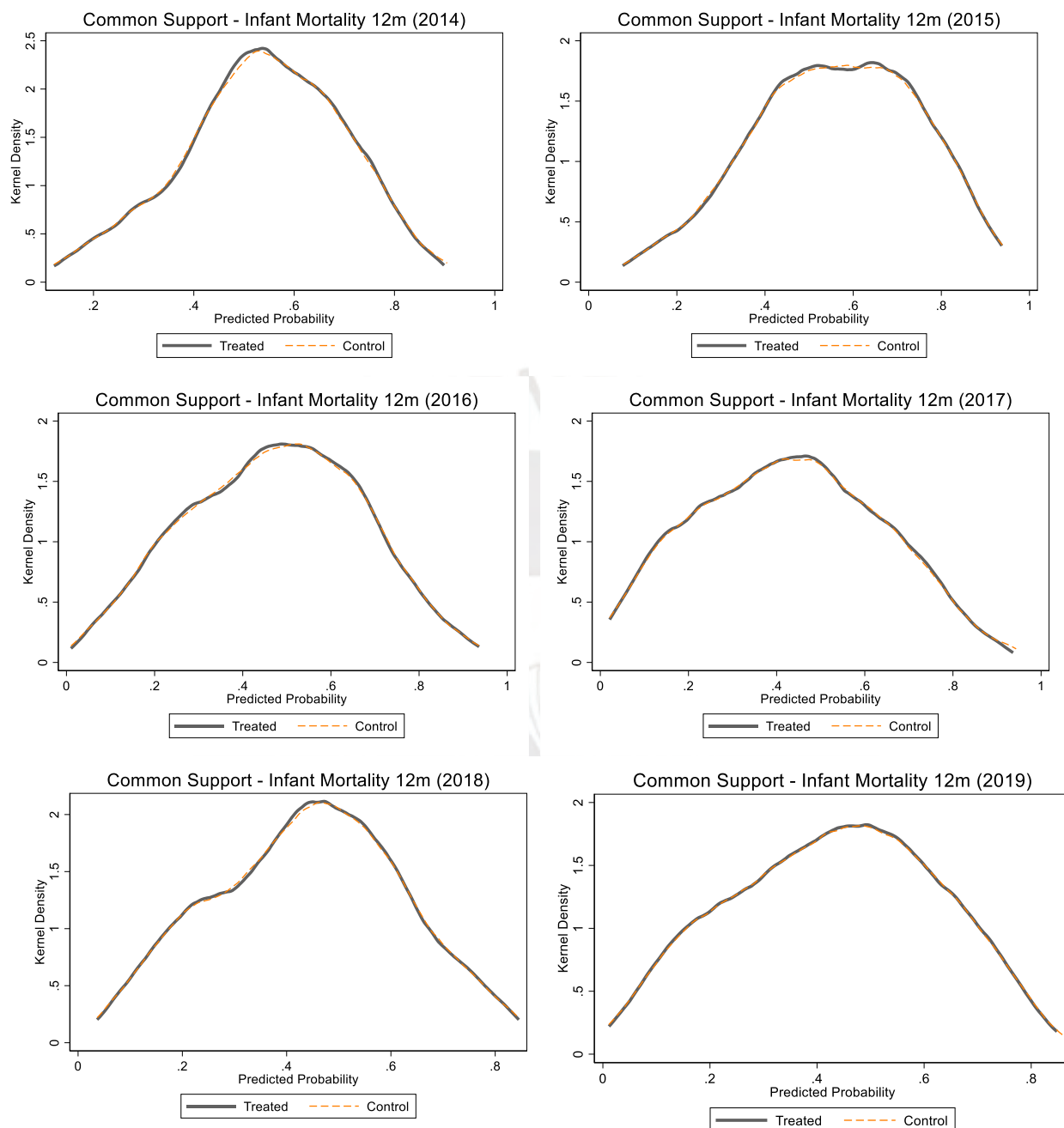
Fuentes: ENDES. Elaboración Propia



Anexo 8 Soporte Común, edades de menores de tres años, periodo 2014-2019

Fuente: ENDES. Elaboración propia

Anexo 9 Soporte Común, edades de menores de un año, periodo 2014-2019



Fuente: ENDES. Elaboración propia