



Unidad de Análisis de Políticas Sociales y Económicas



Evaluación de Impacto

Programa de Salud Materno Infantil

“Bono Juana Azurduy”

La Paz - Bolivia

Con el apoyo técnico de:



Evaluación de Impacto del
Programa de Salud Materno Infantil
“Bono Juana Azurduy”



Unidad de Análisis de Políticas
Sociales y Económicas



Banco Interamericano de Desarrollo



BANCO MUNDIAL



Estado Plurinacional de Bolivia
MINISTERIO DE PLANIFICACIÓN DEL DESARROLLO

Autoridades Responsables:

María Félix Delgadillo Camacho
Directora General Ejecutiva de UDAPE

Roland Pardo Saravia
Subdirector de Política Social de UDAPE

Título original: *Evaluación de Impacto del Programa de Salud Materno Infantil “Bono Juana Azurduy”*

Autores¹:

Cecilia Vidal Fuertes, UDAPE
Sebastián Martínez, BID
Pablo Celhay, Consultor externo
Sdenka Claros Gómez, UDAPE

Primera edición: Mayo de 2015

Depósito Legal: 4-1-1965-15

Diagramación: David Paz Fernández

Impresión: Experto Gráfico

©Unidad de Análisis de Políticas Sociales y Económicas (UDAPE)

Palacio de Comunicaciones, Piso 18

Av. Mariscal Santa Cruz, La Paz, Bolivia

Teléfonos: (+591) 2 -2375512, 2374628

Fax: (+591) 2-2372333

Correo electrónico: udape@udape.gob.bo

Website: www.udape.gob.bo

Casilla postal: 12087, La Paz

La elaboración e impresión de este documento ha sido posible gracias al apoyo técnico y financiero del Banco Interamericano de Desarrollo y del Banco Mundial.

Hecho e impreso en Bolivia

1. Los análisis, resultados e interpretaciones de la presente investigación son la opinión de los autores y no reflejan necesariamente el punto de vista del Banco Interamericano de Desarrollo, sus Directores Ejecutivos, ni los países que representan.

Índice

Presentación	7
Agradecimientos	9
Resumen ejecutivo	13
1. Introducción	25
2. Antecedentes: Marco conceptual y contexto nacional	30
2.1. ¿Por qué invertir en la primera etapa de la vida?	30
2.2. Fundamentos económicos de las transferencias monetarias condicionadas	32
2.2.1. Instrumento de redistribución y eficiencia	33
2.2.2. Incentivo a la acumulación de capital humano	33
2.3. Los programas de transferencias monetarias condicionadas (PTMC) en el marco de las políticas de protección social	35
2.4. Marco de implementación en el contexto boliviano: la política de protección social y desarrollo integral comunitario (PPS-DIC)	40
2.5. Contexto de salud materno infantil en Bolivia previo al BJA	41
2.5.1. Salud y nutrición materno infantil	41
2.5.2. Cobertura de los servicios de salud materno infantil	43
3. El programa Bono Juana Azurduy	47
3.1. Principales características: objetivos, cobertura y beneficios	47
3.2. Teoría de cambio del BJA	48
3.3. Implementación del BJA	50
3.3.1. Inscripción de los beneficiarios	51
3.3.2. Control de corresponsabilidades	52
3.3.3. Proceso de pago	52
3.3.4. Ejecución presupuestaria y financiamiento	55
4. Estrategias empíricas para la estimación del impacto	59
4.1. Efectos fijos	60
4.1.1. Teoría y estimación	60
4.1.2. Aplicación al BJA	62
4.2. Regresión Discontinua (RD)	64
4.2.1. Teoría y estimación	64
4.2.2. Pruebas de validez y robustez	67
4.2.3. Aplicación al BJA	68

5. Los datos.....	71
5.1. La Encuesta de Evaluación de Salud y Nutrición 2012.....	71
5.1.1. Análisis de poder y diseño de la muestra.....	72
5.1.2. Cuestionarios	73
5.1.3. Implementación de la encuesta y muestra final de evaluación	75
5.2. Indicadores de evaluación	77
5.3. Las submuestras de evaluación.....	79
5.3.1. Muestra de evaluación para Método de Efectos Fijos	79
5.3.2. Muestra de evaluación para el método de Regresión Discontinua	81
6. Resultados de participación en el BJA.....	85
6.1. Conocimiento del BJA	85
6.2. Coberturas de Participación en el BJA	87
6.3. Barreras de Participación.....	92
6.3.1. Barreras de Participación de las Mujeres en el BJA.....	92
6.3.2. Barreras de Participación de los Niños en el BJA.....	95
6.4. Uso de las transferencias monetarias.....	100
7. Impactos del BJA en salud materna y del recién nacido	105
7.1. Impactos en el uso de servicios de salud de mujeres embarazadas	105
7.2. Impactos en la salud del recién nacido.....	108
8. Impactos del BJA en salud y nutrición infantil.....	110
8.1. Impactos en el uso de servicios de salud infantil:	
Controles Integrales de Salud (CIS)	110
8.2. Impactos intermedios en vacunación y prácticas de nutrición.....	112
8.3. Impactos finales en nutrición infantil: Desnutrición y Anemia.....	113
9. Impactos del BJA en mortalidad y tamaño de cohortes poblacionales	115
9.1. Impactos en mortalidad: tasa de nacidos muertos	115
9.1.1. Datos y estimación	115
9.1.2. Resultados.....	119
9.2. Impacto en tamaños de población infantil	120
9.2.1. Teoría y estimación	120
9.2.2. Resultados.....	124
10. Costo Efectividad del BJA	129
10.1. Identificación de los costos del BJA.....	130
10.2. Identificación de los beneficios del BJA.....	133
10.3. Análisis de Costo Efectividad	134

11. Discusión y conclusiones	141
Referencias	144
Anexo I	149
Anexo II	172

Índice de Figuras

Figura 2.1: Tasa de retorno para la inversión en capital humano en niños de grupos vulnerables	32
Figura 2.2: Función de la demanda de inversión en capital humano: caso de educación.....	35
Figura 2.3: Componentes de la Protección Social e Instrumentos de la Protección Social No Contributiva	37
Figura 2.4: Estrategias de la política de protección social no contributiva y programas relacionados	41
Figura 2.5: Evolución de la tasas de mortalidad neonatal, infantil y de la niñez, antes del BJA ..	42
Figura 2.6: Evolución de la prevalencia de desnutrición en menores de 3 años, antes del BJA ..	43
Figura 3.1: Teoría de cambio de PTMC en salud materna y neonatal	49
Figura 3.2: Evolución de inscripciones, corresponsabilidades y cobros del BJA	54
Figura 3.3: Montos ejecutados por el BJA según concepto	55
Figura 3.4: Composición de la ejecución total del BJA por fuente de financiamiento.....	56
Figura 6.1: Conocimiento del Bono Juana Azurduy en mujeres de 14 a 49 años	85
Figura 6.2: ¿Por qué medio se ha enterado del Bono Juana Azurduy?	86
Figura 6.3: Conocimiento correcto del lugar de inscripción y lugar de cobro del BJA	86
Figura 6.4: Conocimiento correcto del monto de los beneficios del BJA.....	87
Figura 6.5: Tasas de inscripción de embarazos, según año de embarazo.....	89
Figura 6.6: Tasas de inscripción de niños(as), según año de nacimiento	89
Figura 6.7: Tasas de Inscripción por perfil socioeconómico	90
Figura 6.8: Distribución de inscritos por perfil socioeconómico	91
Figura 6.9: Razones de no inscripción de las mujeres embarazadas al BJA.....	92
Figura 6.10: Mayores dificultades en la inscripción de la mujer embarazada al BJA.....	93
Figura 6.11: ¿En algún momento dejó de hacerse los controles de salud que le correspondían?	94
Figura 6.12: ¿Por qué no se realizó estos controles?.....	95
Figura 6.13: ¿Cobró todos los controles de salud realizados?.....	95
Figura 6.14: Razones de no inscripción de niños(as) al BJA.....	96
Figura 6.15: Mayores dificultades para la inscripción del niño(a) al BJA	97
Figura 6.16: ¿En algún momento dejó de llevarle a los controles que le correspondían?	97
Figura 6.17: ¿Por qué no se realizó estos controles?.....	98
Figura 6.18: ¿Cobró todos los controles de salud realizados al niño(a)?.....	99

Figura 6.19: Uso de las transferencias monetarias por controles prenatales.....	101
Figura 6.20: Uso de las transferencias monetarias por CIS del niño(a)	102
Figura 9.1: Tasa de nacidos muertos por año para municipios por debajo y por encima de la mediana de la tasa de inscripción del año 2009.....	119
Figura 9.2: Tamaños de cohorte de población infantil para municipios en el decil más bajo y más alto de la tasa de inscripción del año 2009.....	123

Índice de Tablas

Tabla 2.1: Evidencia del impacto de los PTMC en América Latina y el Caribe	38
Tabla 2.2: Indicadores de cobertura y uso de servicios de salud materno infantil antes del BJA	44
Tabla 3.1: Esquema de corresponsabilidades y beneficios del BJA	48
Tabla 3.2: Teoría de cambio del Programa BJA.....	50
Tabla 5.1: Distribución de la muestra a seleccionar según estratos	72
Tabla 5.2: Cálculos de poder para la muestra prevista, utilizando el indicador de desnutrición crónica	73
Tabla 5.3: Contenido de la ESNUT 2012	74
Tabla 5.4: Descripción de la implementación de la ESNUT 2012.....	77
Tabla 5.5: Indicadores seleccionados para el análisis de impacto.....	78
Tabla 5.6A: Estadísticas Descriptivas	80
Tabla 6.1: Relación de las transferencias del BJA y el consumo del hogar por Perfil Socioeconómico	91
Tabla 6.2: Resumen de características de participación en el BJA.....	100
Tabla 7.1A: Impactos en uso de servicios de salud materna (prenatal)	107
Tabla 7.2: Impacto del BJA en indicadores de salud neonatal.....	109
Tabla 8.1: Impactos en uso de servicios de salud de los niños menores de 24 meses.....	111
Tabla 8.2: Impactos del BJA en vacunación y prácticas nutricionales.....	113
Tabla 8.3: Impactos del BJA en el estado de nutrición de los niños	114
Tabla 9.1: Impactos del BJA en la tasa de supervivencia en el parto (muertes x 1.000 n.v.).....	120
Tabla 9.2: Impactos del BJA en el tamaño de población infantil	126
Tabla 10.1: Costo efectividad del BJA	136

Presentación

Contar con evidencia sólida que sustente las políticas públicas es actualmente de gran importancia para la gestión pública. Parte crucial de esta evidencia la generan las evaluaciones de impacto, ya que éstas miden las relaciones causales entre los bienes y servicios que otorgan los programas públicos, en particular los sociales, y los objetivos de desarrollo a los que están orientados. Así, desde la perspectiva de la gestión pública, la información que se genera de las evaluaciones de impacto es relevante para lograr al menos tres objetivos de interés. El primero es medir los efectos atribuibles netos de los programas y evidenciar sus impactos en la población beneficiaria; el segundo, mejorar la efectividad de los programas realizando ajustes o rediseños a partir de los hallazgos de las evaluaciones; y el tercero, proporcionar información para definir si los programas son costo-efectivos.

En cumplimiento a lo establecido desde su creación, este informe presenta los resultados de la evaluación de impacto del programa de protección social Bono Juana Azurduy. En él se evalúa el desempeño del programa en el cumplimiento de sus objetivos prioritarios de incentivar el uso de servicios preventivos de salud materno infantil y finalmente, a través de ello, de mejorar las condiciones de salud y nutrición de mujeres embarazadas y niñas y niños menores de dos años.

Para el análisis, la evaluación de impacto del BJA hizo uso de metodologías rigurosas de estimación de impacto, empleándose principalmente los datos recolectados a nivel nacional en la Encuesta de Evaluación de Salud y Nutrición 2012. Este estudio constituye, por tanto, un buen ejemplo de inversión en información y en análisis científicos, desde el inicio, con el fin de rendir cuentas a la población y de tomar las mejores decisiones para avanzar hacia el logro de nuestras metas de desarrollo.

René Orellana Halkyer
Ministro de Planificación del Desarrollo

María Félix Delgadillo Camacho
Directora General Ejecutiva de UDAPE

Agradecimientos

El presente estudio ha sido posible gracias al apoyo de diferentes personas e instituciones. Nuestro agradecimiento especial a Viviana Caro Hinojosa, ex Ministra de Planificación del Desarrollo, quien impulsó la realización de este estudio; a María Félix Delgadillo Camacho y Roland Pardo Saravia, Directora Ejecutiva y Subdirector de Política Social de UDAPE, respectivamente, quienes acompañaron y supervisaron su elaboración.

Agradecemos especialmente al Banco Interamericano de Desarrollo y al Banco Mundial por el apoyo técnico brindado durante el diseño y elaboración de este estudio, en particular a Julia Johannsen, Jefe de Proyecto del BID, y a Gastón Blanco, Gerente de Proyecto del Banco Mundial. Un reconocimiento muy especial a Isabel Dávalos, ex Coordinadora Nacional del Bono Juana Azurduy y a todo su equipo técnico, quienes acompañaron y facilitaron información relevante para alimentar los análisis que se presentan.

Deseamos extender nuestro reconocimiento al equipo técnico de diseño de la ESNUT 2012, conformado por funcionarios de UDAPE, CT-CONAN, Programa BJA y Proyecto APL-III, por su trabajo y dedicación en el diseño de la encuesta. A las empresas e instituciones a cargo del levantamiento de los datos, en particular, la Universidad Privada de Bolivia y el Consorcio conformado por el Consejo de Salud Rural Andino, Ruiz Mier y Centro de Estudios y Proyectos, y así también a la empresa encargada de la supervisión y control de calidad externos, Sistemas Integrales.

Finalmente, se agradecen los aportes y comentarios recibidos de Sebastián Galiani, Gastón Gertner, Julia Johannsen, Gastón Blanco, Rolando González y Joel Mendizábal, así como de los participantes en el seminario de la Escuela de Políticas Públicas de la Universidad de Chicago y en los talleres internos de difusión de resultados preliminares, tanto en UDAPE como en el BID.

Resumen ejecutivo

Resumen ejecutivo

Introducción

1 Las inversiones tempranas en la vida son la base para una vida saludable y productiva. En la gama de opciones de política pública para invertir en la niñez se encuentran los incentivos a la demanda de servicios sociales que promueven la inversión en capital humano. En este marco, el programa de Salud Materno Infantil “Bono Juana Azurduy” (BJA) busca generar oportunidades y activos sociales fomentando la utilización de servicios de salud materno infantiles establecidos en los protocolos de atención para la mujer gestante y los niños menores de 2 años, contribuyendo así a mejorar la salud de esta población.

2 El BJA es un programa de transferencias condicionadas, o con corresponsabilidad, que forma parte de la política de protección social y desarrollo integral comunitario, PPSyDIC. El programa fue establecido mediante D.S. N° 066 de fecha 3 de abril de 2009, iniciando operaciones ese mismo mes a nivel nacional.

3 El BJA entrega transferencias monetarias a mujeres embarazadas y madres o cuidadoras(es) de niñas y niños menores de 2 años a cambio del uso de servicios preventivos de salud durante el

embarazo, del parto atendido por personal de salud calificado y del cumplimiento de los controles de salud de las niñas y niños. A través de ello se busca mejorar la detección y tratamiento oportuno de condiciones de salud y nutrición en las mujeres gestantes y niñas y niños pequeños.

4 Pueden participar en el programa todas las mujeres embarazadas y niñas y niños menores de 2 años que no cuentan con la cobertura de la seguridad social, debiendo éstos estar inscritos al programa antes de cumplir los 12 meses de edad. La oferta de los servicios de salud está garantizada sin costo para el usuario por la Ley de Prestaciones de Servicios de Salud Integral en todo el subsistema de salud público e instituciones de convenio.

5 El programa realiza un pago por servicio de salud recibido, de acuerdo al siguiente esquema:

Esquema de corresponsabilidades y beneficios

Corresponsabilidad	Número máximo	Monto (Bs c/u)	Total máximo (Bs)
Control prenatal	4	50	200
Parto institucional + un control posnatal	1	120	120
Controles integrales de salud	12	125	1.500
Total régimen completo (33 meses)			1.820

Participación en el Programa

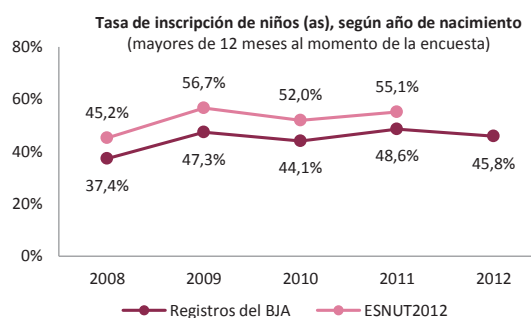
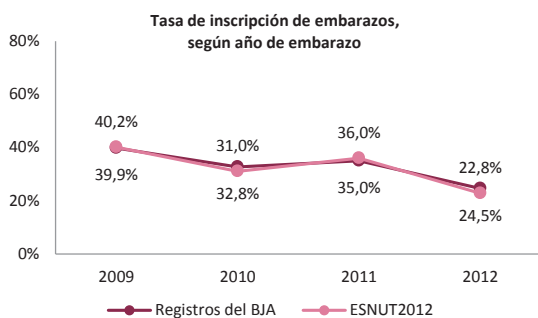
6 Según los registros administrativos del programa, desde su inicio hasta diciembre de 2013, el BJA inscribió a aproximadamente 420 mil mujeres embarazadas y 630 mil niñas y niños, con una inversión acumulada de Bs725,6 millones, de los cuales 75,6% correspondió a transferencias directas, 6,5% a gastos administrativos y 17,9% a pagos por la contratación de médicos comunitarios de apoyo a la operación del programa.

7 De acuerdo a la Encuesta de Evaluación de Salud y Nutrición 2012 (ESNUT 2012), 13,1% de mujeres en edad reproductiva no ha escuchado del Bono Juana Azurduy. El desconocimiento del programa es ligeramente mayor en las áreas rurales (18,1%) que en las urbanas (10,9%). De las mujeres que conocen el programa en el área urbana, 57,4% fueron

informadas a través de la TV, mientras que en el área rural el principal medio de comunicación fue la información recibida directamente en los establecimientos de salud (52,5%).

8 A pesar del amplio conocimiento general del programa, desde su inicio el BJA ha logrado inscribir al 34,0% de las mujeres embarazadas y al 49,5% de los niños menores de 1 año. Más aún, como se observa en la siguiente figura, la tendencia temporal de las tasas de inscripción de mujeres embarazadas ha sido decreciente, mientras que la inscripción de niños aumenta en el primer año y luego permanece relativamente estable. Por otro lado, los datos de la ESNUT 2012 revelan una posible subestimación de las tasa de inscripción de niños que se obtienen de los registros administrativos.

Tasas de Participación en el Programa



Fuente: ESNUT 2012, registros administrativos del programa BJA y proyecciones de población del MS.

9 Según las entrevistadas, en el área rural, las principales barreras para la inscripción durante el embarazo fueron la falta de información (31,3%), seguido de problemas con la documentación requerida (25,4%). Este último factor se convirtió en la principal barrera para el caso de la inscripción de las niñas y niños (43,6%). En las áreas urbanas, en el caso de las mujeres embarazadas, las principales barreras fueron la falta de información (25,3%) y el tiempo excesivo requerido por colas y trámites (25,3%). Y en el caso de la inscripción de las niñas y niños, principalmente el tiempo en colas y trámites (28,9%).

10 En promedio, las mujeres embarazadas se inscribieron a los 4,5 meses de embarazo. En los niños, la edad promedio de inscripción fue 3,5 meses. Esto implica que las mujeres embarazadas pierden, en promedio, un control prenatal pagado por el BJA y 2 controles integrales de salud para la niña o niño debido a la captura tardía. En total, el número promedio de controles prenatales realizados con el

programa fue de 2,9 de un máximo de 4; mientras que el número promedio de controles de salud realizados por los niños fue de 6,6 de un máximo de 12.

11 Existe una brecha entre la inscripción al programa y la recepción efectiva del beneficio monetario. El 61,2% de las mujeres embarazadas y 66,2% de las niñas y niños inscritos realizaron al menos un cobro. De los 2,9 controles prenatales realizados con el programa, en promedio se cobran 2,3; mientras que para los niños, de los 6,6 controles realizados por niño, se cobran 4,1 controles.

12 Según las beneficiarias del programa, los recursos transferidos por concepto de controles prenatales se utilizaron principalmente en la compra de alimentos (39,4%), ropa o calzados (20,0%), pañales (17,6%) y leche (14,0%). Similarmente, los pagos por controles de salud de los niños se utilizaron en leche (26,7%), alimentos (22,8%), ropa o calzados (21,7%) y pañales (20,0%).

Resumen de características de participación en el BJA

Indicador	Nacional	Urbano	Rural
Mujeres embarazadas:			
% de mujeres en edad fértil que conocen el BJA	86,9	89,1	81,9
% de mujeres que ha tenido un hijo en los últimos 5 años y conoce el BJA	93,4	94,5	91,0
% de embarazos inscritos en el BJA	34,0	32,6	36,3
Mes de embarazo promedio al momento de la inscripción	4,5	4,2	4,8
% de embarazos inscritos por los que se realizó al menos un cobro	61,2	63,0	58,7
Número promedio de controles prenatales realizados con el BJA	2,9	2,9	3,1
Número promedio de controles prenatales cobrados	2,3	2,4	2,1
% de mujeres que reporta dificultad en la inscripción al BJA	16,2	20,9	9,4
% de mujeres que reporta dificultad en el cobro	16,6	20,6	10,4
Niños:			
% de niños inscritos en el BJA	49,5	44,5	57,3
Edad promedio de inscripción en meses	3,5	3,6	3,4
% de niños inscritos por los que se realizó al menos un cobro	66,2	68,4	63,4
Número promedio de controles de crecimiento realizados con el BJA	6,6	6,2	7,1
Número promedio de controles de crecimiento cobrados	4,1	4,3	3,8
% que reporta dificultad en la inscripción del niño	16,3	20,4	11,3
% que reporta dificultad en el cobro	18,9	24,4	11,5

Fuente: Encuesta de Evaluación de Salud y Nutrición 2012, UDAPE y Ministerio de Salud.

Impactos del Programa

13 La evaluación de impacto del BJA busca estimar el efecto causal del programa sobre la salud y nutrición de la población atendida. La estrategia de identificación de impactos controla por características constantes en el tiempo que varían entre beneficiarios y no beneficiarios del programa, y por factores que cambian en el tiempo pero que afectan de igual manera a ambos grupos².

Impactos del BJA en Salud Materna y Neonatal

14 Los resultados de uso de servicios de salud directamente incentivados por

- Para controlar por la selección no aleatoria al tratamiento, se estiman modelos de efectos fijos de hermanos que comparan la diferencia en los resultados entre embarazos o niños tratados y no tratados de la misma madre, eliminando de esta forma, los sesgos por las características fijas no observadas particulares a la madre (preferencias de salud, etc.). Para algunos indicadores fue posible complementar los análisis de efectos fijos con modelos de regresión discontinua. Cabe resaltar que los impactos estimados son efectos locales de tratamiento (LATE).

el programa son: i) controles prenatales, ii) parto institucional y control posparto, iii) controles integrales de salud del niño.

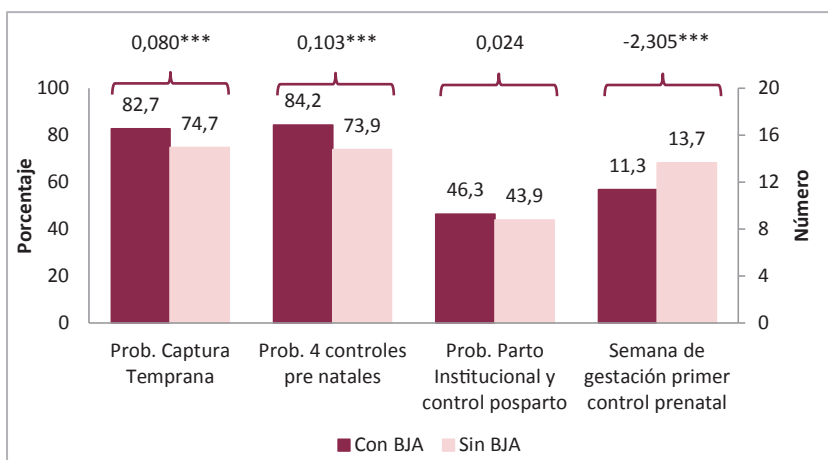
15 El estudio muestra que el programa tuvo un impacto de **8,0** puntos porcentuales sobre la probabilidad de captura temprana del embarazo, definida como la realización del primer control antes de la semana veinte. Con un promedio de 74,7% de embarazos capturados antes de la semana 20 en el grupo de control, este impacto del BJA representa un efecto relativo de 11% en el incremento de la probabilidad de captura temprana.

16 Asociado a este resultado, los análisis muestran que el programa redujo la semana promedio de gestación en la que se realiza el primer control prenatal en **2,3** semanas.

En cuanto a la cobertura del control prenatal, la evaluación indica que el BJA incrementó la probabilidad de realizar al menos un control prenatal en **6** puntos porcentuales, y la probabilidad de cumplir con al menos 4 controles prenatales en **10,3** puntos porcentuales.

17 Si bien no se observan impactos significativos en el indicador de parto institucional a nivel nacional, en el área rural, donde solamente el 35% de los partos en la muestra son atendidos por personal de salud calificado y realizan a su vez el primer control posparto, el BJA generó un impacto positivo y significativo de **4,9** puntos porcentuales en la probabilidad conjunta de tener un parto institucional y realizar el primer control posparto.

Impactos en uso de servicios de salud materna



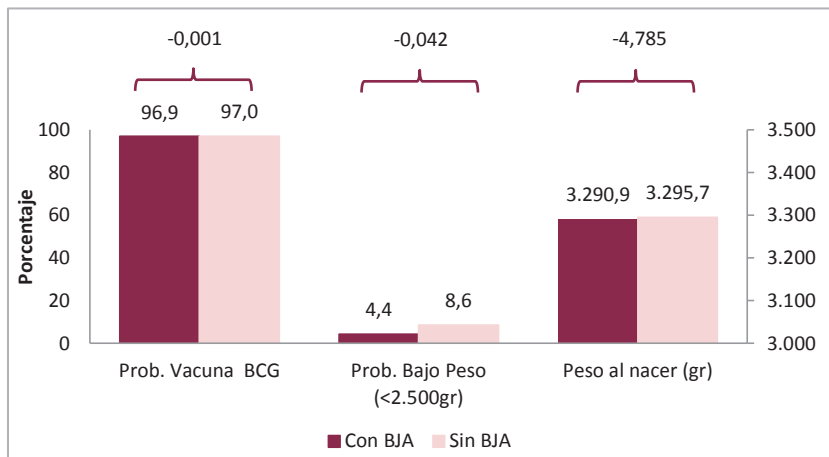
Nota: * Impacto estadísticamente significativo al 90% de confianza, ** Impacto estadísticamente significativo al 95% de confianza, *** Impacto estadísticamente significativo al 99% de confianza.

18 Al promover la captura temprana de mujeres embarazadas y el cumplimiento de los cuatro controles prenatales, el programa puede incidir en la detección y tratamiento temprano de condiciones de riesgo en el embarazo, mayor consejería y en otros comportamientos positivos de la mujer embarazada, resultando en embarazos de menor riesgo y niños más saludables al nacer. El indicador proxy de dotación inicial de salud en el nacimiento es el peso al nacer. El estudio muestra que, en el ámbito nacional, el BJA no tuvo un impacto en la probabilidad de nacer con bajo peso (por debajo de 2.500 gr.); sin embargo, se evidenció un impacto de **8,3** puntos porcentuales en

áreas urbanas. Este resultado fue robusto a la presencia de valores extremos y a la corrección por la forma de reportar la información (autoreporte o certificado de peso al nacer).

19 Otro indicador asociado al contenido de los servicios posnatales es la vacunación contra la tuberculosis en el recién nacido. Los resultados muestran que no existe un efecto del BJA en la cobertura de la vacuna BCG. Debe notarse, sin embargo, que la tasa de vacunación con la vacuna BCG en el país ya alcanzó niveles superiores al 95%, por lo que el programa tiene poco margen de incidir positivamente en este indicador.

Impactos en indicadores de salud neonatal



Nota: * Impacto estadísticamente significativo al 90% de confianza, ** Impacto estadísticamente significativo al 95% de confianza, *** Impacto estadísticamente significativo al 99% de confianza.

Impactos del BJA en Salud y Nutrición Infantil

20 Entre los resultados de impacto relacionados a la salud de la niña o niño se encuentran los indicadores directos de uso de servicios de salud, en particular, los controles integrales de salud. El BJA tuvo un impacto positivo en el número de controles integrales de salud realizados por los niños de 0 a 23 meses, de una magnitud de **1,1** visitas adicionales a **3,6** visitas adicionales, dependiendo si el indicador se construyó en base al autoreporte de la madre o al Carnet de Salud Infantil³. Cabe destacar que los efectos provienen principalmente de un incremento en las visitas durante el periodo de 6 a 24 meses.

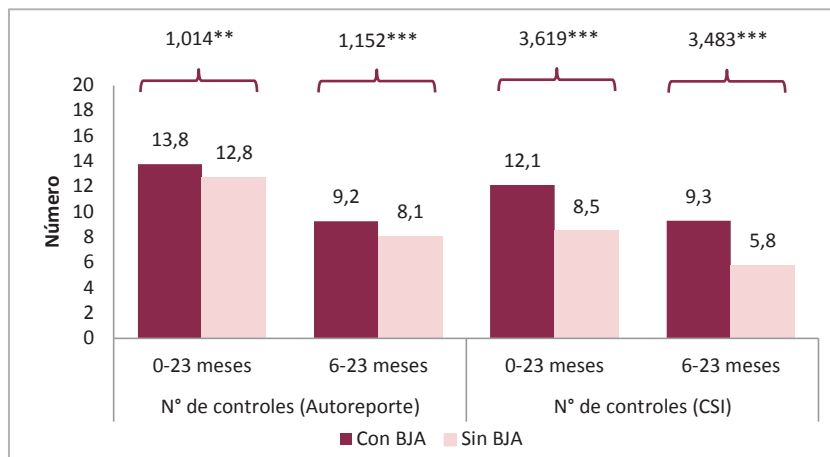
21 El mayor número de controles de salud incentivados por el BJA puede conducir a mejoras en los indicadores asociados a los servicios de control de niño sano, como son las vacunas, consejería en hábitos de salud y nutrición o el acceso a suplementos nutricionales disponibles en

los establecimientos de salud. En efecto, el análisis de impacto muestra que el programa incrementó en **11,7** puntos porcentuales la probabilidad de contar con la vacuna contra la fiebre amarilla; en **11,3** puntos porcentuales la probabilidad de inmunización con la vacuna SRP contra el sarampión, rubeola y paperas; y en **12** puntos porcentuales la probabilidad de contar con el esquema básico completo de inmunización.

22 La evidencia sugiere que el BJA también generó un aumento en la probabilidad de consumo de Chispitas nutricionales de **10,8** puntos porcentuales respecto al grupo de control. Finalmente, en cuanto a posibles cambios de comportamiento en prácticas de nutrición como el caso de lactancia materna, los resultados no muestran ningún efecto significativo del programa en la probabilidad de lactancia materna exclusiva hasta los seis meses de edad.

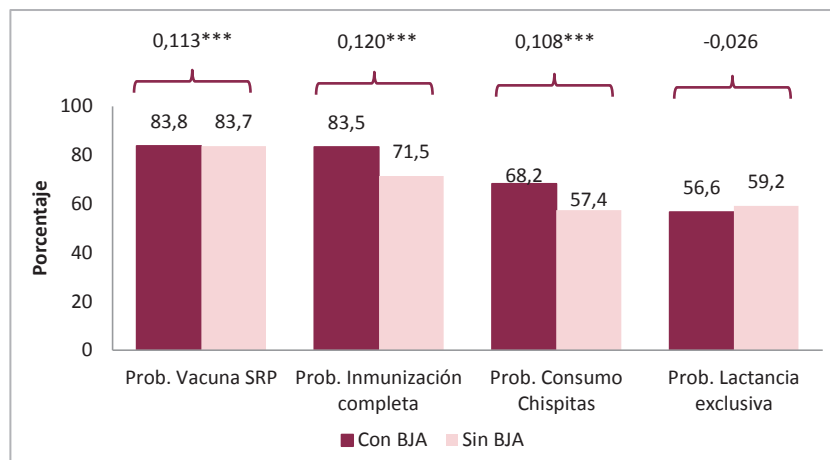
3. El número de controles de salud se recolecta en la ESNUT 2012 mediante el auto-reporte de la madre y del Carnet de Salud Infantil (CSI) para aquellos niños que lo tienen disponible al momento de la encuesta. Ambas mediciones cuentan con limitaciones particulares. La medición auto-reportada podría sufrir de amplio error de medición al tratarse de visitas realizadas hace más de 18 meses y para los hermanos mayores con aun mayor distancia en el tiempo. Por otro lado, el reporte de las tarjetas de salud, aunque represente un dato más verídico, podría generar una muestra auto-seleccionada de hogares si el Programa impacta sobre la probabilidad de contar con una tarjeta de salud.

Impactos en el uso de servicios de salud de los niños



Nota: * Impacto estadísticamente significativo al 90% de confianza, ** Impacto estadísticamente significativo al 95% de confianza, *** Impacto estadísticamente significativo al 99% de confianza.

Impactos en vacunación y prácticas nutricionales



Nota: * Impacto estadísticamente significativo al 90% de confianza, ** Impacto estadísticamente significativo al 95% de confianza, *** Impacto estadísticamente significativo al 99% de confianza.

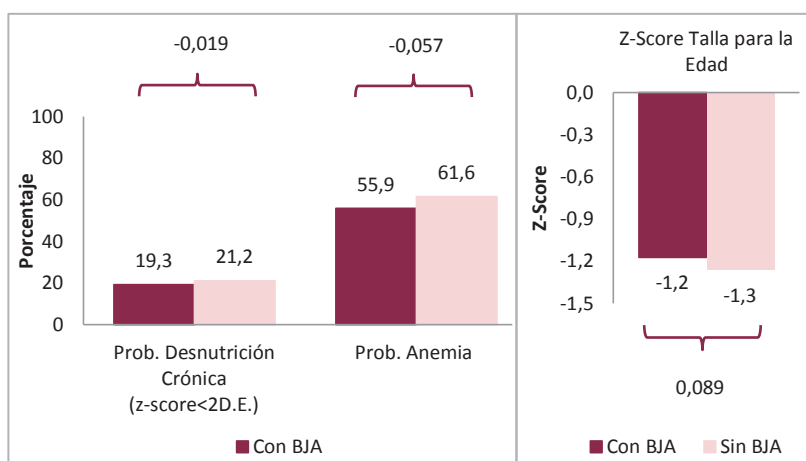
23 Los resultados anteriores demuestran que el BJA produjo un impacto favorable en la utilización de los servicios de salud y resultados asociados. Siguiendo la cadena causal hacia los impactos en indicadores finales de salud y nutrición, la evaluación analiza el impacto del BJA sobre un conjunto de indicadores finales de salud y nutrición de los niños, incluyendo desnutrición crónica y anemia.

24 Un indicador que resume el estado de nutrición de los niños es el indicador antropométrico de talla para la edad. El estudio evalúa el impacto del programa sobre tres indicadores relacionados: el puntaje Z de talla para la edad, talla en centímetros y probabilidad de desnutrición crónica, definida como

puntaje Z por debajo de 2 desviaciones estándar de la media de referencia. Una vez se estandariza la variable de talla según la edad y sexo del niño, la evaluación no encuentra impactos significativos en estos indicadores, ni en el área urbana ni en la rural.

25 También se evalúa el impacto del programa en la probabilidad de que la niña o niño sufra de anemia leve, moderada o severa. Los resultados indican que el BJA redujo en **5,8** puntos porcentuales la probabilidad de tener anemia en el área rural, lo que representa un impacto relativo de 7,8% respecto al grupo de control. A nivel nacional, sin embargo, los resultados no son estadísticamente significativos.

Impactos en el estado de nutrición de los niños



Nota: * Impacto estadísticamente significativo al 90% de confianza, ** Impacto estadísticamente significativo al 95% de confianza, *** Impacto estadísticamente significativo al 99% de confianza.

Impactos del BJA en Mortalidad y Tamaño de Cohortes de Población

26 Dado que la ESNUT 2012 no incluye información completa de mortalidad de las niñas y niños, los impactos finales del BJA en mortalidad fueron estimados utilizando información del resultado del parto (nacido vivo o nacido muerto) contenida en los formularios de producción de servicios del Sistema Nacional de Información en Salud (SNIS), y relacionando esta información con las tasas de inscripción del BJA a nivel municipal. Complementariamente, el estudio incluyó un análisis de efectos fijos con datos agregados a nivel municipal que relaciona las tasas de inscripción del BJA con los tamaños de población de niños menores de cinco años obtenidos del Censo de Población y Vivienda 2012.

27 Los resultados muestran que a medida que se incrementa la tasa de inscripción municipal del BJA, la tasa de nacidos muertos en el municipio, definida como el número de nacidos muertos por cada 1.000 nacidos vivos, se reduce, aún después de controlar por efectos fijos temporales y de municipio.

28 Por su parte, los resultados del análisis con datos del Censo 2012 muestran que el programa tuvo un efecto positivo en el tamaño de la población de niños en la edad del tratamiento. Este aumento podría explicarse por reducciones en mortalidad, aumentos en fertilidad o por efectos de migración; sin embargo, a la luz de los resultados encontrados con los datos de la ESNUT 2012 y del SNIS, se argumenta que el camino más probable fue la reducción en mortalidad.

Consideraciones Finales

29 A los casi 7 años de implementación, la evaluación de impacto del Bono Juana Azurduy da cuenta de un programa que ha tenido logros importantes, en particular en las áreas rurales: incremento en la captura temprana del embarazo, aumento en las tasas de cobertura del parto institucional y control posparto, aumento en el número de controles integrales de salud de los niños y mejoras en indicadores sanitarios y nutricionales como peso al

nacer, anemia e indicadores relacionados a la mortalidad antes del nacimiento.

30 Los impactos señalados en el estudio sugieren que el BJA ha sido un modelo de incentivos efectivo para incrementar el uso de los servicios de salud. Los resultados muestran que el programa incentivó el uso de los servicios de salud materna, lo que a su vez repercutió en la dotación inicial de salud de los niños, reduciendo la probabilidad de bajo peso al nacer en áreas urbanas.

31 Respecto al periodo posnatal, el BJA incrementó el número de controles integrales de salud de las niñas y niños menores de dos años, así como de algunos servicios asociados a estos controles. Si bien el estudio no encontró impactos significativos en los indicadores finales de nutrición de los niños, como desnutrición crónica, sí se evidencia un impacto positivo en reducción de la prevalencia de anemia.

32 El análisis de costo-efectividad del programa muestra que, según criterios estándar para intervenciones en salud que utiliza la medición de Años de Vida Ajustados por Discapacidad o DALYs

evitados como indicador de efectividad, el BJA ha sido altamente costo-efectivo, tanto en los servicios de salud materna como en los de salud infantil.

33 Los resultados de la evaluación pueden ser utilizados para potencializar el mecanismo de transferencias mediante mejoras en los procesos operativos y también a través de la optimización del modelo de incentivos. El estudio provee evidencia sólida para informar estas mejoras.

Antecedentes

1. Introducción

Durante las últimas décadas en Bolivia se han evidenciado importantes avances en el estado de salud y nutrición de la población, en particular de las madres y niños menores de 5 años. Sin embargo, la mortalidad infantil y de la niñez permanecen aún entre las más altas de la región, con niveles de 50 y 63 muertes por cada mil nacimientos, respectivamente (ENDSA, 2008). En el ámbito nutricional, cerca de 3 de cada 10 niños bolivianos sufrían de desnutrición crónica, con tasas aún más elevadas en las áreas rurales (ENDSA, 2008).

Los esfuerzos por mejorar la cobertura de servicios de salud, en particular de salud materno infantil, han sido significativos en las décadas recientes. Entre estos esfuerzos sobresale la implementación del Seguro Universal Materno Infantil (SUMI), el cual a partir de 1997 cubre el acceso gratuito a un paquete de prestaciones para la mujer embarazada y los niños menores de cinco años que no cuentan con cobertura de la seguridad social. No obstante, aun cuando el SUMI garantiza la prestación gratuita de servicios en los establecimientos de salud del sistema público, las tasas de utilización de servicios en atención del embarazo o la asistencia del parto por personal calificado de salud permanecían alrededor del 70%, e incluso en porcentajes menores en el ámbito rural (ENDSA, 2008).

Este contexto motivó en años recientes el diseño e implementación de programas basados en resultados y orientados a impulsar la inversión en capital humano a través de mecanismos de incentivo a la demanda de servicios sociales. En efecto, a partir de 2006, el Gobierno de Bolivia inició la implementación de programas de transferencias monetarias condicionadas (PTMC) como parte importante de la nueva política de protección social, cuyo marco normativo fue aprobado mediante Decreto Supremo N° 29246 del 22 de agosto de 2007. Se dio inicio al programa de transferencias condicionadas Bono Juana Azurduy (BJA) en mayo de 2009 con el objetivo de contribuir a la reducción de la mortalidad materna e infantil, así como a la reducción de la desnutrición crónica en niñas y niños menores de 2 años. El BJA establece una serie de incentivos a la demanda de servicios de salud mediante el pago de una transferencia monetaria en efectivo condicionada al cumplimiento de un conjunto de corresponsabilidades en salud y nutrición materno-neonatal e infantil. A través

de este mecanismo, el programa busca incrementar el uso de servicios de salud y desarrollar el capital humano, en particular en el ámbito de salud y nutrición, de los niños y niñas que estuvieron expuestos al programa en sus dos primeros años de vida, incluyendo el periodo del embarazo.

Este informe presenta los resultados de la evaluación de impacto del programa Bono Juana Azurduy (BJA). La evaluación de impacto busca estimar el efecto causal del BJA en un conjunto de indicadores de salud y nutrición de la población beneficiaria. En particular, el estudio evalúa el impacto del BJA en:

1. Resultados de uso de servicios de salud materna y neonatal, incluyendo la atención prenatal, la atención del parto y posparto y la vacunación con BCG al recién nacido;
2. Resultados finales de salud materna y neonatal como resultado de supervivencia del parto y peso al nacer;
3. Resultados de uso de servicios de salud infantil, incluyendo controles integrales de salud y vacunación.
4. Resultados de prácticas nutricionales del niño como lactancia materna y consumo de micronutrientes.
5. Indicadores finales de salud y nutrición infantil, medido por puntaje Z de talla para la edad, probabilidad de desnutrición crónica y anemia. Adicionalmente, se explora los posibles impactos en tamaños de cohorte y mortalidad en menores de cinco años.

El análisis de impacto utiliza principalmente los datos de la Encuesta de Evaluación de Salud y Nutrición 2012 (ESNUT 2012) cuyo diseño e implementación fueron específicamente orientados a la evaluación de tres programas nacionales de salud y nutrición, el programa Bono Juana Azurduy, el programa Multisectorial Desnutrición Cero y el proyecto Aumentar el Acceso para Reducir Inequidades en Salud (APL-III). La encuesta cubre una muestra de 8.433 hogares en el territorio nacional con representatividad por piso ecológico y área de residencia urbano-rural. Se complementan los datos de la ESNUT 2012 con datos del Censo Nacional de Población y Vivienda 2012 (CPV 2012) y datos del Servicio Nacional de Información en Salud (SNIS).

Para identificar el impacto causal del programa, el estudio emplea metodologías cuasi-experimentales (efectos fijos y regresión discontinua). Estos métodos permiten comparar los resultados de beneficiarios del BJA con el escenario alternativo de la situación “sin programa” en diferentes sub-poblaciones que se prestan a la aplicación de cada metodología.

El presente estudio no está exento de limitaciones. Primero, debido a las alternativas metodológicas aplicables en el contexto retrospectivo y cuasi-experimental de la evaluación, las estimaciones de impacto que se presentan corresponden a efectos locales; es decir, efectos válidos para ciertos sub-grupos de población utilizados para los análisis. Aunque esto limita la validez externa de los resultados, en todos los casos posible se presentan los resultados de diferentes metodologías sobre los mismos indicadores, así prestando credibilidad del resultado. Segundo, por razones de potencia estadística y la misma composición de la muestra de la ESNUT 2012 conformada por hogares con niños menores a cinco años que están vivos al momento de la encuesta, no permite el análisis de impacto sobre resultados de mortalidad neonatal e infantil. Para analizar estos impactos recurrimos al Censo 2012 y al SNIS para análisis de impacto a nivel municipal.

El informe está estructurado en 9 secciones. La Sección II presenta una breve exposición del marco teórico y conceptual de los programas de transferencias condicionadas y los mecanismos económicos por los que se espera que estas transferencias incrementen la demanda de servicios sociales. La Sección III describe el programa Bono Juana Azurduy, incluyendo sus objetivos generales y específicos, cobertura y población objetivo, así como las características básicas de su implementación. La Sección IV presenta la estrategia empírica del estudio, incluyendo las estrategias metodológicas abordadas para identificar el efecto causal del programa. La Sección V describe las fuentes de datos e indicadores utilizadas para el estudio y presenta estadísticas descriptivas para las submuestras de análisis. La Sección VI describe los principales resultados de participación en el programa y la Sección VII describe los resultados de impacto sobre los indicadores de utilización de servicios, salud y nutrición. De acuerdo a los resultados de impacto observados, la Sección VIII contiene un análisis de costo efectividad que se concentra en los resultados del periodo prenatal. Finalmente, la Sección IX concluye con un resumen de los resultados obtenidos y consideraciones finales.

2. Antecedentes: Marco conceptual y contexto nacional

2.1 ¿Por qué invertir en la primera etapa de la vida?

En los primeros años de vida se sientan las bases para una vida plena y productiva (Behrman y Rosenzweig, 2004; Almond et al., 2005; Black et al., 2007 y Naudeau et al., 2010). Niñas y niños sanos, nutridos, educados y protegidos serán, con mayor probabilidad, adultos saludables y productivos, y por ello, la inversión en la infancia es una condición indispensable para un desarrollo económico y social, equitativo y sostenible.

La importancia de las inversiones en la primera infancia está sustentada por amplia evidencia. Tanto las ciencias de la salud y del comportamiento como la reciente investigación económica indican que un desarrollo deficiente en la primera etapa de la vida tiene efectos negativos de largo plazo en la vida adulta de una persona. Por ejemplo, deficiencias en la salud y la alimentación de los bebés y niños pequeños pueden limitar el desarrollo de sus capacidades físicas y de aprendizaje, con impactos negativos en el crecimiento, rendimiento escolar y en la capacidad de generación de ingresos futuros (Alderman et al., 2001; Galler, 1994; Glewwe et al., 2000; Todd et al., 2000). Por otro lado, existe evidencia que da cuenta de la importancia de las habilidades cognitivas y no cognitivas que se forman temprano en la vida en explicar las brechas raciales, étnicas y asociadas al entorno familiar en los niveles de escolaridad y otras dimensiones de éxito socioeconómico (Heckman y Carneiro, 2003). Además de mejorar las capacidades y potencialidades individuales de una persona en el futuro, mejores resultados en la infancia temprana generan externalidades sociales positivas, ya que se traducen también en la reducción y prevención de problemas sociales como el embarazo adolescente, la delincuencia juvenil y la violencia social y doméstica (ver Heckman et al., 2006 para un análisis exhaustivo).

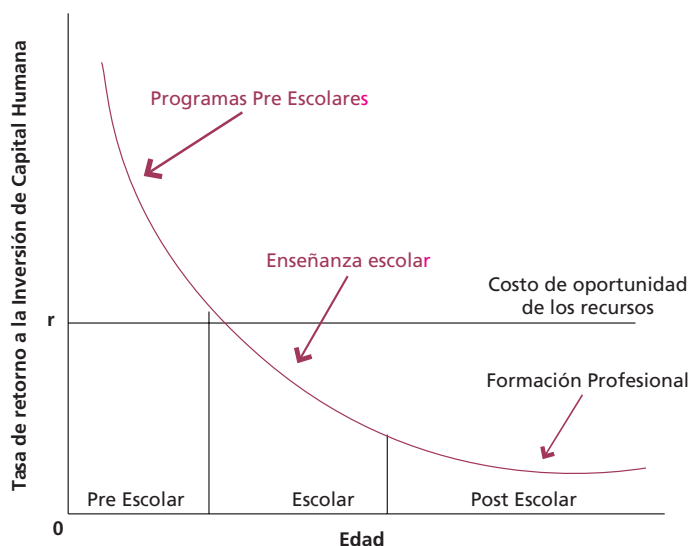
Desde una perspectiva de equidad y justicia social, la inversión equitativa en niños y niñas es imprescindible, dado que todos nacen iguales en derechos y capacidades, y son las oportunidades desiguales del desarrollo que producen las diferencias futuras en el bienestar observado del adulto. Desde esta óptica, la inversión en la primera infancia, en particular aquella orientada a alcanzar igualdad de oportunidades, es un instrumento de

implementación de derechos. Sin embargo, más allá de este claro argumento ético, existe un fuerte argumento económico que trata de evidenciar los beneficios derivados de la inversión social en la infancia. Estudios recientes demuestran que las inversiones en niños pequeños, especialmente en aquellos nacidos en entornos familiares adversos, son más productivas y tienen mayor retorno que inversiones más adelante en el ciclo de vida. Más aún, debido a la naturaleza dinámica de procesos de formación de habilidades, los déficits en la primera infancia son más difíciles y costos de corregir, y en algunos casos son irreversibles (Heckman y Masterov, 2007). En la etapa primera del desarrollo, las inversiones en diferentes ámbitos del bienestar, como aquellas en salud, nutrición o desarrollo cognitivo y psicosocial, están interrelacionadas permitiendo que inversiones en un ámbito particular tenga impactos positivos en otras dimensiones del desarrollo⁴.

La Figura 2.1 resume los hallazgos de la literatura y muestra que para un nivel dado de inversión los retornos son mayores para las inversiones realizadas en edades más jóvenes, y que las inversiones óptimas decaen con la edad. Si bien este patrón aplica para todos los niños, aquellos de grupos más aventajados reciben grandes inversiones tempranas de capital humano de sus padres que niños desaventajados por lo general no reciben. Es importante notar que esta relación no implica que no se deba hacer inversiones en la etapa escolar y post-escolar. Por el contrario, existe complementariedad y sinergia entre las inversiones en edades tempranas y posteriores de forma tal que las primeras deben ser complementadas con las segundas para ser exitosas. En efecto, la investigación muestra que las inversiones tempranas son complementarias e incrementan la productividad de intervenciones posteriores (Cunha y Heckman, 2007).

4. Esta interrelación existe, por ejemplo, entre el estado nutricional fetal y el desarrollo cognitivo del niño. Un retardo de crecimiento intrauterino está asociado con el desarrollo reducido de lenguaje y memoria visual de reconocimiento y déficits en inteligencia cognitiva (por ej. Strauss & Dietz, 1998).

Figura 2.1: Tasa de retorno para la inversión en capital humano en niños de grupos vulnerables



Fuente: Heckman JJ, 2006. Traducción propia.

2.2 Fundamentos económicos de las transferencias monetarias condicionadas

En presencia de información incompleta e imperfecta respecto a la naturaleza de ciertas inversiones, o de sus retornos esperados, y/o de conflictos de interés al interior del hogar que llevan a decisiones parentales inconsistentes con las decisiones óptimas desde el punto de vista del niño o niña, una transferencia monetaria condicionada puede ayudar a aumentar el nivel de inversión en capital humano hasta su nivel óptimo a través de dos efectos: un efecto ingreso que incrementa la demanda en cierto servicio social como salud, y un efecto sustitución que causa que la transferencia condicionada reduzca el costo de oportunidad del servicio. De esta manera, este tipo de transferencias contribuye a disminuir ciertas fallas de mercado entre el gobierno, la población usuaria y los proveedores de servicios sociales, particularmente por el lado de la demanda de parte de los usuarios, incluyendo la compensación por las altas tasas de descuento de inversiones en el capital humano de la siguiente generación por parte de la población adulta (Fiszbein y Schady, 2009; Johannsen et al, 2009).

Las transferencias monetarias, condicionadas o no condicionadas, se han convertido en importantes instrumentos de la política para la reducción de la transmisión intergeneracional de la pobreza. Sin embargo, dada la restricción de recursos públicos que enfrentan los gobiernos, las transferencias monetarias compiten por financiamiento con otras políticas para el desarrollo, como por ejemplo aquellas basadas en inversiones directas para la

expansión de la infraestructura productiva y social (construcción de carreteras, dotación de escuelas, hospitales, etc.). Por ello, es importante entender los fundamentos económicos y conceptuales de cómo operan estos instrumentos de política y cuál puede ser su rol en el marco general de la política para el desarrollo.

2.2.1 Instrumento de redistribución y eficiencia

Según Fiszbein y Schady, 2009 existen al menos dos argumentos a favor de las transferencias monetarias directas (condicionadas o no) a la población. El primero responde al hecho de que en la mayoría de los países en desarrollo el gasto en infraestructura y servicios públicos no ha logrado alcanzar a la población más pobre. La evidencia muestra que la población de los grupos socioeconómicos más bajos tiene los menores niveles de acceso a servicios públicos, incluyendo salud. En este sentido, las transferencias monetarias pueden convertirse en un instrumento de redistribución, si logran orientarse prioritariamente a los más necesitados.

El segundo argumento tiene que ver con las fallas del mercado que limitan a la población pobre de realizar inversiones productivas que éstos harían si los mercados operaran de manera perfecta en la práctica. Si corregir las causas estructurales de estas fallas es altamente costoso, las transferencias directas pueden servir como forma de paliativo. En el contexto, por ejemplo, de restricciones al mercado crediticio para familias pobres, o bien en el contexto de volatilidad de los ingresos, las transferencias directas de efectivo a estas familias pueden permitir, en el primer caso, llevar adelante inversiones eficientes que sin las transferencias no se realizarían, y en el segundo caso, podrían “suavizar” las fluctuaciones de los ingresos mejorando el bienestar de las familias.

2.2.2 Incentivo a la acumulación de capital humano

Más allá del argumento de redistribución y eficiencia de las transferencias monetarias en general, los programas de transferencias monetarias condicionadas o con corresponsabilidad pueden justificarse, además, por su capacidad de actuar como incentivos para que los hogares inviertan en capital humano, y de ahí la lógica de aplicar condiciones a la transferencia. En esencia, una transferencia que está condicionada a la compra de un bien o al uso de un servicio en particular equivaldría a un subsidio de ese bien o servicio (Fiszbein y Schady, 2009).

De acuerdo a los mismos autores, existen varios argumentos conceptuales para condicionar una transferencia monetaria. Uno de ellos se sustenta en desarrollos recientes en teoría económica junto con evidencia empírica que respaldan la noción de que los individuos no se comportan exactamente como individuos totalmente informados y racionales. Esto se debe a que en la práctica puede existir información incompleta e imperfecta respecto a

la naturaleza de ciertas inversiones, o de sus retornos esperados. Un ejemplo real de este fenómeno es la sub-percepción de los retornos a la educación o salud encontrada en algunos países de la región (Jensen, 2006; Attanasio y Kaufmann, 2008). Estas desinformaciones o concepciones erróneas pueden ser persistentes y auto-reforzarse en el tiempo, y por ello, atacar el problema con una política orientada simplemente a proveer información sobre las verdaderas tasas de retorno puede ser poco efectivo. Fallas de información persistentes, como las subestimaciones de los retornos esperados, pueden resultar en niveles ineficientemente bajos de inversión en educación o salud.

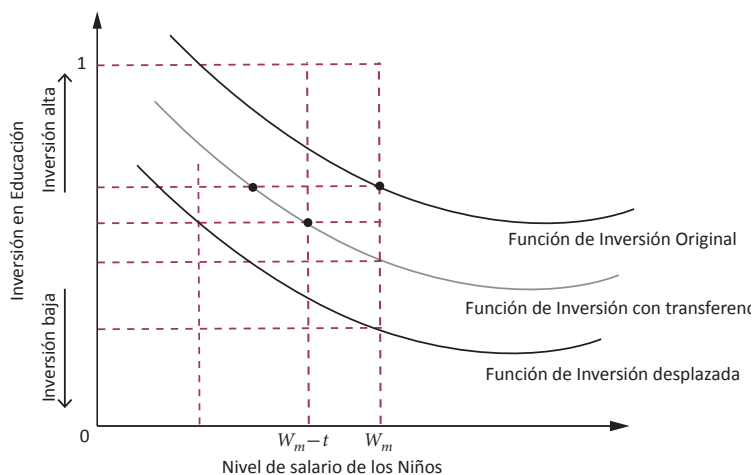
Por otro lado, otra fuente de distorsión puede provenir de conflictos de interés al interior del hogar, ya sea entre los padres (que toman las decisiones de inversión de sus hijos en el presente) y los hijos (que se beneficiarán de estas inversiones en el futuro), o entre el padre y la madre. Estos conflictos de interés pueden resultar en “altruismo paternal incompleto”; es decir, decisiones parentales que no son consistentes con las decisiones óptimas desde el punto de vista del niño o de la niña. Por ejemplo, si los padres, o alguno de ellos, aun teniendo percepciones correctas sobre los retornos a la educación o salud, perciben una alta tasa de descuento de sus rendimientos futuros y demandarán en el presente menos educación o salud que el nivel óptimo desde el punto de vista del niño. En este caso, sin embargo, la evidencia empírica es más difícil de obtener que en el caso de la desinformación sobre los retornos esperados, y se centra fundamentalmente en las diferencias de género observadas en el capital humano de los niños y las tasas sociales de descuento que los diferentes países aplican a inversiones en el sector social cuando realizan estudios de costo-efectividad.

En presencia de alguna o ambas de las distorsiones descritas, una transferencia monetaria condicionada puede ayudar a aumentar el nivel de inversión hacia el óptimo a través de dos efectos: un efecto ingreso de la transferencia que mueve la demanda de educación o salud hacia arriba, y un efecto sustitución que se produce al remunerar directamente la asistencia escolar o uso de servicios de salud causando que la transferencia condicionada efectivamente reduzca el costo de oportunidad de estudiar o invertir en salud, relativo a otra actividad como trabajar (ver Figura 2.2). Cabe notar que el efecto ingreso también se obtendría de una transferencia no condicionada; en este sentido, la condicionalidad de la transferencia adiciona el efecto sustitución al efecto ingreso de la transferencia no condicionada.

Otro argumento conceptual a favor de condicionar una transferencia monetaria es que aún si los niveles de inversión en capital humano fueran óptimos a nivel individual, podrían no ser óptimos para la sociedad en su conjunto, debido fundamentalmente a la presencia de externalidades. Si los tomadores de decisión sobre la inversión en salud o educación (por

ejemplo los padres) no consideran las posibles externalidades positivas que estas inversiones generan, el nivel agregado de capital humano en la sociedad será ineficientemente bajo. Varios estudios demuestran empíricamente los grandes beneficios externos, por ejemplo de inversiones en el control de enfermedades transmisibles como las vacunaciones, y también hay evidencia de las importantes externalidades positivas de mayores niveles agregados de educación y su posible relación con la reducción del crimen y la violencia en la sociedad (Currie, 2001; Schweinhart, 2004). La argumentación a favor de las transferencias condicionadas en base a la existencia de externalidades positivas, sin embargo, debe considerarse tomando en cuenta el nivel de subsidio ya implementado en el bien o servicio. En muchos países incluyendo Bolivia, por ejemplo, los servicios de salud en el subsistema público ya son provistos de manera gratuita para ciertas poblaciones (principalmente madres y niños pequeños); no obstante, su nivel de utilización es todavía bajo en los grupos más vulnerables. Este contexto permite argumentar a favor de un subsidio adicional para estos hogares que compense por el costo de oportunidad de utilizar estos servicios.

Figura 2.2: Función de la demanda de inversión en capital humano: caso de educación



Fuente: Fiszbein y Shady, 2009. Traducción propia.

2.3 Los programas de transferencias monetarias condicionadas (PTMC) en el marco de las políticas de protección social

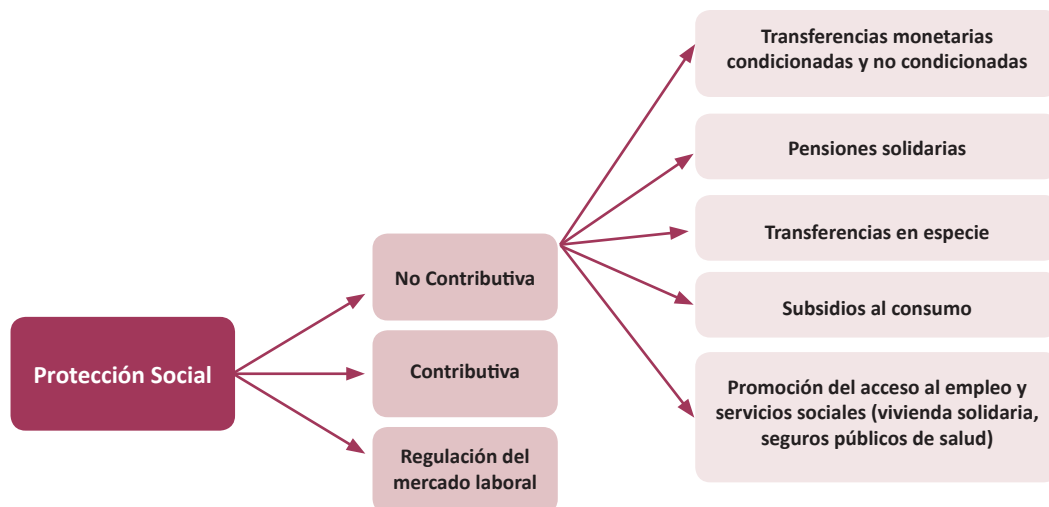
Los programas de transferencias monetarias condicionadas (PTMC) son actualmente parte de los sistemas de protección social en 18 países de América Latina y el Caribe, llegando a cubrir en 2010 a alrededor de 129 millones de personas que equivale al 24% de la población total

de la región (Paes-Sousa et, 2013). En la mayoría de los países, estos programas persiguen un doble propósito de: (1) aliviar la pobreza en el corto plazo, mejorando los ingresos de las familias beneficiarias a través de transferencias en efectivo, y (2) propiciar la acumulación de capital humano a través de un conjunto de condicionalidades - denominadas también corresponsabilidades - que al estar enfocadas principalmente en la salud y educación de los niños, actúan como mecanismo para reducir la transmisión intergeneracional de la pobreza.

Los programas de transferencias monetarias condicionadas pioneros en la región, entre los que destacan Bolsa Familia en Brasil (1993) y Progresá (hoy denominado Oportunidades) en México (1997), se concibieron como una alternativa a la anterior generación de programas de lucha contra la pobreza que incluyeron, entre otros, transferencias en especie y subsidios a los precios y al consumo, con resultados modestos en reducción de pobreza y elevados porcentajes de población pobre no cubierta. En este contexto, los PTMC surgieron con la perspectiva de lograr mejores resultados de equidad al estar orientados a las poblaciones más pobres y vulnerables, y de eficiencia al eliminar las potenciales distorsiones de precios generadas por los subsidios (Fiszbein y Shady, 2009). Entre los elementos clave que caracterizaron este cambio de enfoque están: el reconocimiento de la importancia de abordar la problemática de la pobreza considerando tanto las necesidades materiales de corto plazo como así también sus causas estructurales; la necesidad de integrar las prestaciones sociales (salud, educación, nutrición) para aprovechar sinergias; el énfasis que se dio a la familia o al hogar como unidad de intervención de la política social; y la relevancia de lograr una integración de la demanda con una oferta de servicios adecuada y de calidad.

Si bien los PTMC han alcanzado diferentes grados de protagonismo en el marco de las políticas de protección social de los países de la región, en general éstos han tenido un crecimiento sostenido, tanto en términos de su cobertura como de sus niveles de inversión, llegando en algunos casos a consolidarse como parte central de la política social y de reducción de la pobreza de los países (ej. Oportunidades en México). Entre 2000 y 2009 la inversión en los PTMC creció de 0,19% del PIB a 0,40% del PIB regional (Cecchini y Madariaga, 2011).

Figura 2.3: Componentes de la Protección Social e Instrumentos de la Protección Social No Contributiva



Fuente: En base a Cecchini y Martínez, 2011.

Es importante destacar que una condición indispensable para que los programas de transferencias condicionadas alcancen sus metas finales de contribuir a incrementar el capital humano de sus beneficiarios es garantizar que la demanda de servicios promovida por el incentivo de la transferencia encuentre una oferta de servicios adecuada. Aun cuando el programa logre aumentar la demanda de servicios, si éstos no son de calidad, se lograrían mejores indicadores de utilización pero no necesariamente mejoras en los resultados finales de desarrollo como mayor aprendizaje o mejoras en el estado de salud y nutrición de los niños. Este aspecto que es fundamental ha sido puesto de relieve en las discusiones sobre la efectividad de estos programas. En efecto, algunos programas en la región han considerado como parte de su implementación acciones paralelas de adecuación de oferta de sus servicios.

En el contexto de la evidencia regional, los resultados obtenidos de las evaluaciones de impacto de diferentes programas son variados y tienden a mostrar impactos más significativos en la utilización de servicios de salud que en indicadores finales del estado de salud o nutrición. En particular, programas como Familias en Acción en Colombia o Asignación Familiar en Honduras muestran incrementos importantes en el porcentaje de controles de crecimiento realizados entre los niños beneficiarios de estos programas. Por su parte, otros estudios muestran también evidencia de impactos significativos en la probabilidad de obtener mejores indicadores nutricionales en niños pequeños (por ejemplo, Oportunidades en México y Bolsa Familia en Brasil). La evidencia empírica reciente se resume en la Tabla 2.1.

Tabla 2.1: Evidencia del impacto de los PTMC en América Latina y el Caribe

País	Programa	Ingresos y consumo	Trabajo infantil	Educación	Salud	Nutrición
Jamaica	Programa de avance mediante la salud y la nutrición (PATH)			<p>↑ 0,5 días por mes la asistencia escolar, en niños y niñas de 6 a 17 años</p>	<p>↑ 38% el número de controles médicos en niños y niñas menores de 6 años</p>	
República Dominicana	Solidaridad			<p>↑ 14% la asistencia escolar en niños y niñas de 14 a 16 años</p>		
Paraguay	Tekopará	<p>↑ 9% el consumo general</p>		<p>↑ 2,5% la tasa de matriculación ↑ 5% – 8% la asistencia escolar</p>		
Colombia	Familias en Acción	<p>↓ 15% el consumo de alimentos</p>	<p>↓ 36% la tasa de participación laboral área rural y 129% área urbana, en niños y niñas de 10 a 17 años</p>	<p>↑ 2,1% la asistencia escolar en niños y niñas de 8 a 13 años y ↑ 5,6% en niños y niñas de 14 a 17 años</p>	<p>↑ 22,8% los controles de crecimiento y desarrollo en niños y niñas de 0 a 1 año, ↑ 33,2% en niños de 2 a 4 años y ↑ 1,5% en niños mayores a 4 años ↑ 8,9% el cumplimiento de la vacuna DPT, en niños menores de 24 meses</p>	<p>↓ 1,6% la prevalencia de desnutrición crónica en niños menores de 24 meses</p>
Brasil	Bolsa Familia	<p>↓ 2,7 pts. la desigualdad</p>				<p>Probabilidad del 26% de tener buenos indicadores de talla/ peso y peso/edad, en niños y niñas menores de 5 años</p>

México	Oportunidades	<p>↑ 2,7 pts. la desigualdad i10,6% el consumo medio en alimentos</p> <p>↑ 8,7% la asistencia escolar en niños y niñas de sexto grado</p>	<p>10% menos de desnutrición crónica, en Niños y niñas de 12 a 36 meses</p> <p>↑ 1,1% el cambio de talla de niños y niñas menores a 6 meses</p>
Chile	Chile Solidario	<p>↓ 0,1 pts. el Coeficiente de Gini</p> <p>↑ 7,5% la asistencia escolar en niños y niñas de 6 a 15 años</p>	
Ecuador	Bono de Desarrollo Humano	<p>↑ 10,3% la asistencia escolar en niños y niñas de 6 a 17 años</p>	
Honduras	Programa de Asignación Familiar	<p>↑ 3,3% la asistencia escolar en niños y niñas de 6 a 13 años</p>	<p>↑ 20,2% los controles de salud realizados al menos una vez el mes pasado de en niños y niñas de 0 a 3 años</p> <p>↑ 6,9% el número de niños menores de 3 años que tienen la vacuna DPT</p>
Nicaragua	Atención a Crisis	<p>↑ 6,6% la asistencia escolar, en niños y niñas de 7 a 15 años</p>	<p>↑ 6,3% el número de niños de 0 a 6 años de edad que fueron pesados en los últimos 6 meses</p> <p>↑ 13,1% el número de niños de 0 a 3 años de edad que fueron llevados a sus controles y pesados en los últimos 6 meses</p> <p>↑ 18% el número de niños que tiene la vacunación completa</p>
	Red de Protección Social	<p>↑ 12,8% la asistencia escolar en niños y niñas de 7 a 13 años</p>	<p>↓ 1,7% la prevalencia de desnutrición crónica en niños menores de 60 meses</p>

Fuente: Elaboración propia en base a Cecchini y Madariaga, 2011 y Fiszbein y Schady, 2009.

2.4 Marco de implementación en el contexto boliviano: la política de protección social y desarrollo integral comunitario (PPS-DIC)

En un contexto de elevada pobreza, desigualdad y un mercado laboral altamente informal, las políticas de protección social en el país buscan consolidar un sistema de protección efectiva para la población más pobre y vulnerable. Para ello, el gobierno ha puesto en marcha un nuevo enfoque de la política de protección social que cambia de tener un objetivo principalmente mitigador de los efectos del modelo económico sobre la población, a convertirse en un mecanismo para erradicar las causas estructurales de la pobreza, reducir la desigualdad, eliminar toda forma de exclusión y disminuir los factores de riesgo y vulnerabilidad de las familias y comunidades⁵.

Mediante Decreto Supremo N° 29272 de 12 de septiembre de 2007, se establece la política de Protección Social y Desarrollo Integral Comunitario (PPS-DIC), enmarcada en la estrategia Bolivia Digna del Plan Nacional de Desarrollo. Sus objetivos explícitos son: (i) contribuir a erradicar las causas estructurales de la pobreza, exclusión, vulnerabilidad y riesgos de personas, familias y comunidades, focalizando la inversión productiva y social en los más vulnerables, (ii) coadyuvar a la restitución y fortalecimiento de los derechos y capacidades de la población, y (iii) fortalecer el modelo comunitario urbano y rural que se sustenta en los valores de la comunidad, el control social directo y la transparencia, las formas organizativas propias de las poblaciones locales y la identidad cultural y territorial.

De acuerdo al marco conceptual y en base a sus objetivos, los programas de protección social no contributiva en Bolivia pueden organizarse en cuatro estrategias:

5. Plan Nacional de Desarrollo 2006.

Figura 2.4: Estrategias de la política de protección social no contributiva y programas relacionados

Estrategia de generación de oportunidades y activos sociales	Estrategia de protección del ingreso para grupos vulnerables	Estrategia de transición de corto plazo	Estrategia de desarrollo integral comunitario
<ul style="list-style-type: none"> • Bono Juancito Pinto, para niños y niñas hasta 3º de secundaria en escuelas públicas • Bono Juana Azurduy, para niños menores de 2 años y mujeres embarazadas. • Mi Primer Empleo Digno, para jóvenes vulnerables en área urbana • Programa Multisectorial Desnutrición Cero, para municipios con elevada inseguridad alimentaria • PAN, programa de atención a niños menores de 6 años en centros infantiles • Vivienda Social y Solidaria, para grupos vulnerables 	<ul style="list-style-type: none"> • Renta Dignidad, para el adulto mayor de 60 años o más • Renta Solidaria, para las personas con discapacidad grave o muy grave • Tarifa Dignidad, subvención a la tarifa de electricidad en hogares de más bajo consumo. • SUMI, protección financiera en salud para la mujer embarazada y niños menores de 5 años sin seguridad social. • SSPAM, protección financiera en salud para el Adulto Mayor sin seguridad social 	<ul style="list-style-type: none"> • ProPaís*, Programa de Lucha Contra la Pobreza e Inversión Solidaria • EDIMO*, Programa de Empleo Digno Intensivo en Mano de Obra 	<ul style="list-style-type: none"> • Comunidades en Acción/Plan Vida, programas de promoción de la infraestructura y equipamiento social y productivo en el ámbito rural.

Fuente: Elaboración propia.

(*) Programas concluidos.

En este marco, el programa de transferencias monetarias condicionadas Bono Juana Azurduy forma parte de la estrategia de generación de oportunidades y activos sociales de la política de Protección Social y Desarrollo Integral Comunitario del país. En un contexto más amplio, el programa se enmarca en el Plan de Erradicación de la Extrema Pobreza denominado Plan Vida, el mismo que agrupa un conjunto de programas y proyectos, incluyendo los representados en la Figura 2.4, tanto sociales como productivos, que buscan actuar de manera integral sobre las causas estructurales de la pobreza.

2.5 Contexto de salud materno infantil en Bolivia previo al BJA

2.5.1 Salud y nutrición materno infantil

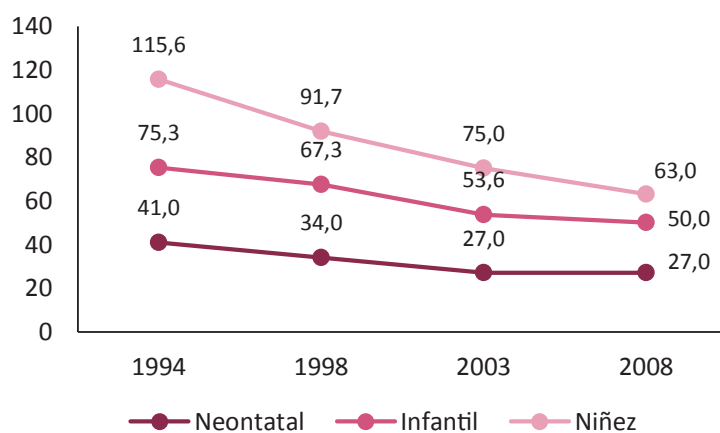
A pesar de los avances importantes en las últimas dos décadas, los principales indicadores sanitarios de Bolivia hasta 2008, antes de la implementación del BJA, muestran que el país

ha tenido históricamente altas tasas de mortalidad materna e infantil. Según las Encuestas Nacionales de Demografía y Salud, entre 1994 y 2008, la tasa de mortalidad de menores de 5 años se redujo a casi la mitad, pasando de 115,6 en 1994 a 63 por mil nacidos vivos en 2008. Este índice se mantiene aún mucho más alto que el promedio de la región de América Latina y el Caribe que se sitúa en 16 por mil nacidos vivos (OMS, 2013). Cabe notar que la mortalidad neonatal presentó poco avance entre 1994 y 2008, es más, la tasa de mortalidad neonatal se mantuvo sin cambios entre 2003 y 2008 en 27 por mil nacidos vivos, identificándose como un nudo crítico para avanzar en la reducción de la mortalidad. Por su parte, la última cifra nacional de mortalidad materna corresponde al año 2003 y reportó una tasa de mortalidad de 229 por 100 mil nacidos vivos. Estimaciones de la OMS para el año 2010 muestran un valor de 190 por 100 mil nacidos vivos (OMS, 2013), sugiriendo avances modestos en este indicador.

En cuanto a indicadores de nutrición, los datos a 2008 mostraban que la desnutrición infantil constituía un problema crítico de salud pública en Bolivia. Si bien la prevalencia de desnutrición crónica en niños menores de 3 años había bajado 15 puntos porcentuales entre 1989 y 2008 (con una reducción más acelerada en los últimos cinco años previos al 2008), para 2008 todavía 26 de cada 100 niños sufría de desnutrición crónica. Más aún las inequidades en desnutrición entre área urbana y rural no habían logrado reducirse, siendo la prevalencia en desnutrición en el área rural más del doble que en el área urbana.

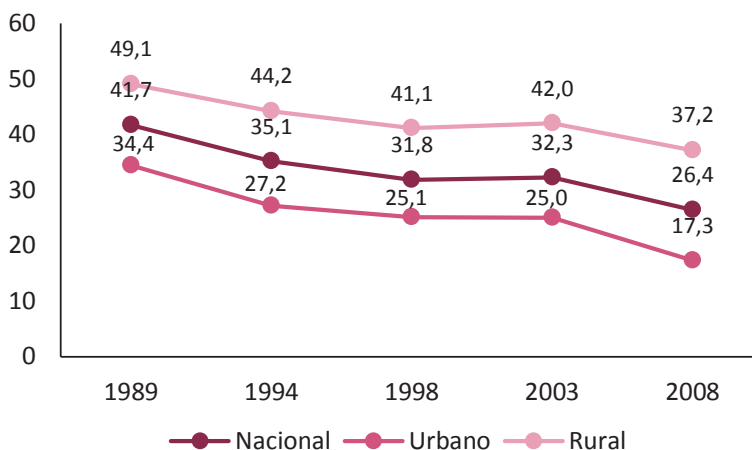
Figura 2.5: Evolución de la tasas de mortalidad neonatal, infantil y de la niñez, antes del BJA

(Número de muertes por 1.000 nacidos vivos)



Fuente: Encuestas Nacionales de Demografía y Salud 1989, 1994, 1998, 2003 y 2008.

Figura 2.6: Evolución de la prevalencia de desnutrición en menores de 3 años, antes del BJA
(En porcentaje)



Fuente: Encuestas Nacionales de Demografía y Salud 1989, 1994, 1998, 2003 y 2008

2.5.2 Cobertura de los servicios de salud materno infantil

Los indicadores de la cobertura de los servicios de salud materno infantil previos al inicio del BJA reflejan en qué medida el sistema de salud era capaz de proveer las intervenciones sanitarias clave a las madres y niños que las necesitaban. Dichas intervenciones comprenden, entre otras, los servicios de salud reproductiva, la atención cualificada a las mujeres durante el embarazo y el parto, la atención peri y posnatal al neonato, la inmunización para prevenir las infecciones frecuentes en la infancia, la administración de suplementos de vitamina A a los niños, etc.

En general, los datos muestran bajas tasas de utilización de servicios de salud materno - infantil, en particular en aquellos servicios relacionados directamente a las corresponsabilidades del programa BJA. Resaltan las brechas en relación a la cobertura de parto institucional y la atención prenatal. Para 2008, el 71% de los partos fueron asistidos por personal de salud calificado, mientras que el 72% de los embarazos cumplieron al menos 4 controles prenatales. En el área rural, la situación de baja cobertura fue aún más severa, con cifras que alcanzaron solo el 51% en parto institucional, y 60% en atención prenatal (Tabla 2.2).

Tabla 2.2: Indicadores de cobertura y uso de servicios de salud materno infantil antes del BJA

Indicador (%)	Bolivia (Urbano/Rural) 2008* (%)	Promedio LAC** (%)
Necesidad insatisfecha de planificación familiar	20 (28/16)	9
Uso de métodos anticonceptivos	61 (66/53)	74
Atención prenatal (al menos 4 consultas)	72 (82/60)	86
Partos atendidos por personal de salud calificado	71 (88/51)	94
Vacuna BCG al nacer (18-29 meses)	98 (99/98)	--
3ra dosis de la vacuna DPT3/Pentavalente (18-29 meses)	86 (85/87)	92
Niños que recibieron suplementos de Vitamina A (6-59 meses)	24 (22/25)	---

Fuentes: (*) EDSA 2008. (**) Informe de Estadísticas Sanitarias Mundiales de la OMS, 2013.

El Bono Juana Azurduy

3. El programa Bono Juana Azurduy

3.1 Principales características: objetivos, cobertura y beneficios

El programa de transferencias monetarias condicionadas Bono Juana Azurduy (BJA) fue creado mediante Decreto Supremo N° 0066 de 3 de abril de 2009 con el objetivo de “hacer efectivos los derechos fundamentales de acceso a la salud integral consagrados en la Constitución Política del Estado, para disminuir los niveles de mortalidad materna e infantil y la desnutrición crónica de los niños y niñas menores de 2 años”. Para lograr este objetivo, el BJA promueve un mayor uso de servicios de salud materno infantil, procurando que las mujeres gestantes y los niños y niñas menores de 2 años cumplan con la norma de atención en salud. El mecanismo utilizado para incrementar la demanda de servicios de salud son los incentivos monetarios, a través de la entrega de transferencias individuales en efectivo a cambio del cumplimiento de corresponsabilidades en salud.

El programa está dirigido de manera universal a todas las mujeres embarazadas y niñas y niños menores de 2 años de edad que no estén cubiertos por el seguro de salud del sistema de seguridad social de corto plazo o por un seguro de salud privado, independientemente de su condición socioeconómica, área de residencia u otro. En un contexto de alta informalidad del empleo (alrededor del 65%), el mercado laboral no ha logrado garantizar el acceso universal a los beneficios de la seguridad social; en 2012, solo el 17,5% de la población boliviana estaba cubierta por la seguridad social y apenas un 2,2% contaba con un seguro de salud privado. En este marco, el universo de mujeres y niños elegibles al programa es alrededor del 80% de esta población.

Las corresponsabilidades en salud exigidas por el BJA y los montos de transferencia asociados a su cumplimiento se detallan en la Tabla 3.1. El programa otorga un bono de Bs50 por cada control prenatal cumplido, hasta un máximo de 4 controles, y de Bs120 por el parto atendido por personal de salud más un control posnatal. Para el caso de los niños, el programa transfiere Bs125 por cada control bimensual de crecimiento y desarrollo de la niña y el niño. El monto máximo de beneficios por corresponsabilidades de la mujer embarazada asciende a Bs320 (US\$45) durante el periodo de gestación, mientras que el monto máximo de

beneficios por corresponsabilidades de los niños menores de 2 años es de Bs1.500 (US\$214) en un periodo de 24 meses, desde su nacimiento hasta cumplir los 2 años. El monto total de transferencias que ofrece el programa equivale a 1,5 salarios mínimos nacionales.

Tabla 3.1: Esquema de corresponsabilidades y beneficios del BJA

Corresponsabilidad	Número	Monto (Bs c/u)	Total máximo (Bs)
Mujer embarazada:			
Control prenatal	4	50	200
Parto atendido por personal de salud + un control posnatal	1	120	120
Total beneficios mujer embarazada			320
Niños y niñas menores de 2 años:			
Control de crecimiento y desarrollo	12	125	1.500
Total beneficios niños y niñas			1.500
Total régimen completo (33 meses)			1.820

El Bono Juana Azurduy difiere en cinco características importantes de la mayoría de los demás programas de transferencias monetarias condicionadas en la región:

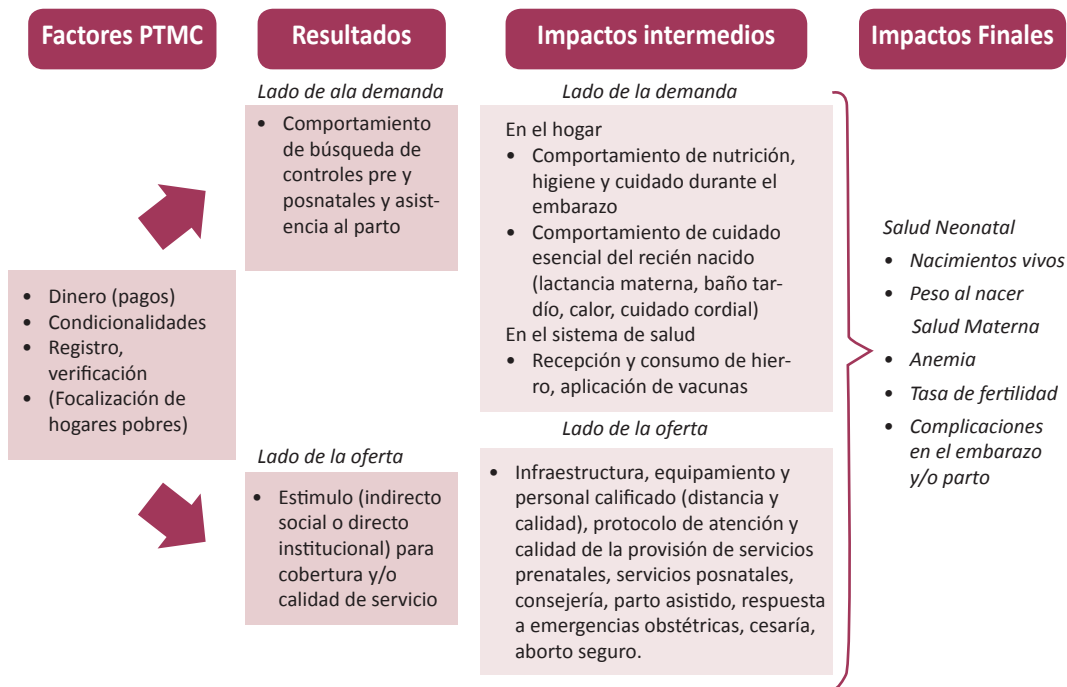
- No incluye un componente educativo (el país cuenta con otro programa de transferencias orientado a reducir la deserción escolar denominado Bono Juancito Pinto)
- Aplica una estrategia de salida claramente definida basada en la edad límite de los niños (2 años)
- Es universal en cuanto a la elegibilidad de beneficiarios sin tomar en cuenta el estatus socioeconómico del hogar
- No contempla un monto básico por hogar dirigido a la reducción de la pobreza a corto plazo, sino que los pagos están directamente relacionados al cumplimiento de las corresponsabilidades
- Efectúa pagos individualizados por cada corresponsabilidad cumplida, las mismas que tienen montos diferenciados

3.2 Teoría de cambio del BJA

La teoría de cambio identifica la cadena causal entre la intervención y los resultados esperados; es decir, muestra cómo se espera que el programa logre los impactos finales que busca. La Figura 3.1 muestra un ejemplo del marco conceptual general para las posibles

cadena causal de programas de transferencias monetarias condicionadas (PTMC) en el ámbito de salud materno-neonatal.

Figura 3.1: Teoría de cambio de PTMC en salud materna y neonatal



Fuentes: Elaboración propia en base a Glassman et al. *J Health Popul Nutr.* 2013;31 (4 Suppl 2): 48-66.

La teoría de cambio específica del Bono Juana Azurduy se presenta en la Tabla 3.2. Para fines de la evaluación de impacto, el presente estudio se centra fundamentalmente en el análisis de impacto del programa sobre los resultados de incremento en la utilización de servicios de salud materna, neonatal e infantil, y en indicadores de impacto final, como el estado de salud y nutrición de los niños. El enfoque en los resultados de utilización se debe a que el mecanismo de intervención del programa es un incentivo al uso de los servicios de salud y, por tanto, existe una conexión directa entre éste y los indicadores de utilización. Más allá de este tipo de programas que incentiva la demanda de servicios, existe una amplia gama de factores relacionados a la oferta, como la disponibilidad y calidad de atención en el sistema de salud (además de múltiples factores sociales, económicos, y ambientales), que pueden explicar los niveles finales observados de mortalidad materna e infantil. Ambos componentes contribuyen de manera conjunta al logro de los impactos esperados en los indicadores finales de salud y nutrición.

Tabla 3.2: Teoría de cambio del Programa BJA



Fuente: Elaboración propia.

3.3 Implementación del BJA

El BJA se inició el 11 de mayo de 2009 con la apertura de inscripciones a nivel nacional. El primer pago de una corresponsabilidad se realizó el 27 de mayo, coincidiendo esta fecha con el festejo del Día de la Madre en Bolivia. Con el propósito de garantizar criterios de equidad, justicia y acceso universal a la salud y a la maternidad segura plasmados en la Constitución Política del Estado, el BJA fue desde su inicio un programa del gobierno central con cobertura universal en los 339 municipios del país; sin embargo, la información de los registros administrativos muestra que la implementación efectiva, medida a través de la inscripción de beneficiarios, se inició en diferentes momentos en los diferentes municipios.

En cuanto al marco institucional, el Ministerio de Salud, a través de una Unidad Ejecutora establecida mediante resolución ministerial, es la instancia responsable de normar, implementar y supervisar el pago de las transferencias monetarias. La Unidad Ejecutora tiene las funciones de establecer reglas y procedimientos para cada proceso crítico del programa, diseminar información relevante a las estructuras territoriales pertinentes y a la población en

general, realizar el monitoreo del reporte del cumplimiento de corresponsabilidades y habilitar los pagos. Además de la oficina nacional, el programa cuenta como parte de su estructura operativa con unidades departamentales creadas a partir de la gestión 2012. Finalmente, el brazo operativo del BJA en el territorio son los denominados Médicos Comunitarios que desempeñan funciones de apoyo a los procesos operativos en los establecimientos de salud y en la comunidad. Los médicos comunitarios son promotores del programa, se encargan de la inscripción y control del cumplimiento de corresponsabilidades y, en algunos casos, apoyan en la prestación de los servicios de salud. Este último rol busca superar las deficiencias en la disponibilidad y calidad de los servicios desde el lado de la oferta. Al igual que en otros programas de transferencias condicionadas, los procesos clave en la implementación del BJA son: (1) inscripción de beneficiarios, (2) seguimiento al cumplimiento de corresponsabilidades y (3) habilitación de pagos.

3.3.1 Inscripción de los beneficiarios

La inscripción al BJA es voluntaria y se realiza en los establecimientos de salud de primer nivel (centros y puestos de salud) del sistema público donde el personal del establecimiento es el encargado de realizar el registro de inscripción. De acuerdo a los procedimientos establecidos, las mujeres elegibles son todas aquellas en etapa de gestación que no están cubiertas por la seguridad social de corto plazo, de acuerdo a autoreporte. Con la finalidad de promover un periodo intergenésico adecuado, se excluye a las mujeres embarazadas que tengan un hijo menor a dos años beneficiario del programa. En el caso de los niños, son elegibles todos aquellos que no están cubiertos por la seguridad social de corto plazo, según reporte de la madre o cuidador(a) principal, y que al momento de la inscripción sean menores a un año de edad. Esta restricción pretende incentivar la inscripción temprana de los niños y maximizar el periodo de exposición a fin de obtener resultados en salud y nutrición.

En el caso de la mujer embarazada, una vez que el médico responsable verifica la condición de embarazo y el periodo intergenésico, la información de identificación es llenada manualmente en el Formulario Único de Inscripción, en el carnet perinatal y en la historia clínica. Similarmente, en el caso de la niña o el niño menor de 1 año, se utiliza el Formulario Único de Inscripción de Niños, el carnet de salud infantil y la historia clínica. La enfermera del establecimiento de salud registra el peso, talla y signos vitales del niño y verifica el cumplimiento de las vacunas, información que luego es derivada al médico comunitario del Bono. Adicionalmente, el médico comunitario solicita a la madre su carnet de identidad, el certificado de nacimiento original de la niña o niño y dos fotocopias, información con la que

se verifica que la niña o el niño tenga la edad de elegibilidad y no tenga hermanos menores de dos años beneficiarios. Posteriormente, el médico comunitario es responsable de ingresar los datos del Formulario Único al sistema de información del BJA.

3.3.2 Control de corresponsabilidades

La oferta gratuita de los servicios de salud promovidos por el programa está garantizada mediante la Ley de Prestaciones de Servicios de Salud Integral que cubre un paquete de servicios para la mujer embarazada y los niños menores de 5 años en el que están incluidas las prestaciones de salud del BJA.

El control de corresponsabilidades de los beneficiarios (madre y niño), se realiza en el establecimiento de salud donde fueron inscritos. El médico del establecimiento de salud (que puede ser el mismo médico comunitario del BJA) realiza la atención de la madre y del niño y llena el Formulario Único certificando el cumplimiento de la corresponsabilidad mediante sello y firma. Posteriormente, el médico comunitario es el encargado de registrar las corresponsabilidades en el sistema informático del BJA. En los establecimientos donde no esté instalado el sistema o se cuenta con poco personal, el registro de corresponsabilidades se realiza mensualmente en fechas planificadas en algún establecimiento de salud donde el sistema se encuentre instalado.

Las personas elegibles pueden inscribirse y empezar a acceder a los beneficios del programa en cualquier momento durante el periodo de elegibilidad; sin embargo, solo podrán recibir los pagos por el número de controles cumplidos de acuerdo al cronograma establecido en consistencia con los protocolos de atención. De esta manera se previene que un beneficiario cobre por varios controles realizados en un solo mes. A diferencia de otros programas de transferencias condicionadas que realizan pagos periódicos con montos fijos por un paquete de corresponsabilidades cumplidas en diferentes ámbitos (salud, educación), el BJA monitorea el cumplimiento de cada corresponsabilidad de forma individual y habilita cada pago una vez evidenciado el cumplimiento de la visita correspondiente.

3.3.3 Proceso de pago

El proceso de pago empieza con la consolidación de la información a nivel nacional, en el caso que los registros presentan inconsistencias, como errores de transcripción en nombre, apellidos, fecha de nacimiento, número de carnet de identidad, u otros, estos formularios son remitidos al médico comunitario para su corrección en el menor tiempo posible (no mayor a 30 días).

Luego de tener la información consolidada y el listado de beneficiarios habilitados para el pago correspondiente, se envía en medio magnético esta nómina a las entidades financieras encargadas del pago del BJA, una copia a los coordinadores departamentales y a las personas municipales encargadas, con la finalidad de realizar un seguimiento y poder brindar información a los beneficiarios que así lo requieren. La información de activación de pago se brinda a los beneficiarios generalmente a través de los establecimientos de salud o utilizando otra estrategia definida localmente.

Para que el pago sea efectivo en las entidades financieras, los titulares de pago deben presentar la cédula de identidad original vigente y dos copias firmadas o con la huella digital. La entidad financiera habilitada para el pago es la encargada de verificar que la persona que se beneficia del Bono esté registrada en la base de datos, verificar el carnet de identidad del titular de pago designado, registrar el pago, entregar el importe correspondiente y entregar el comprobante de pago respectivo.

La Figura 3.2 muestra el número de inscritos (mujeres embarazadas y niños menores de 1 año), número de corresponsabilidades en salud cumplidas y número de pagos realizados por controles de salud prenatales, parto y posparto, así como controles de salud infantil entre mayo de 2009 y diciembre de 2013, según los registros administrativos del programa. Estas cifras muestran que el BJA inscribió en total a más de 400 mil mujeres embarazadas y más de 600 mil niños. El mayor número de inscripciones se concentró en el primer año de implementación, decayó en el año siguiente y se mantuvo relativamente constante en las gestiones posteriores.

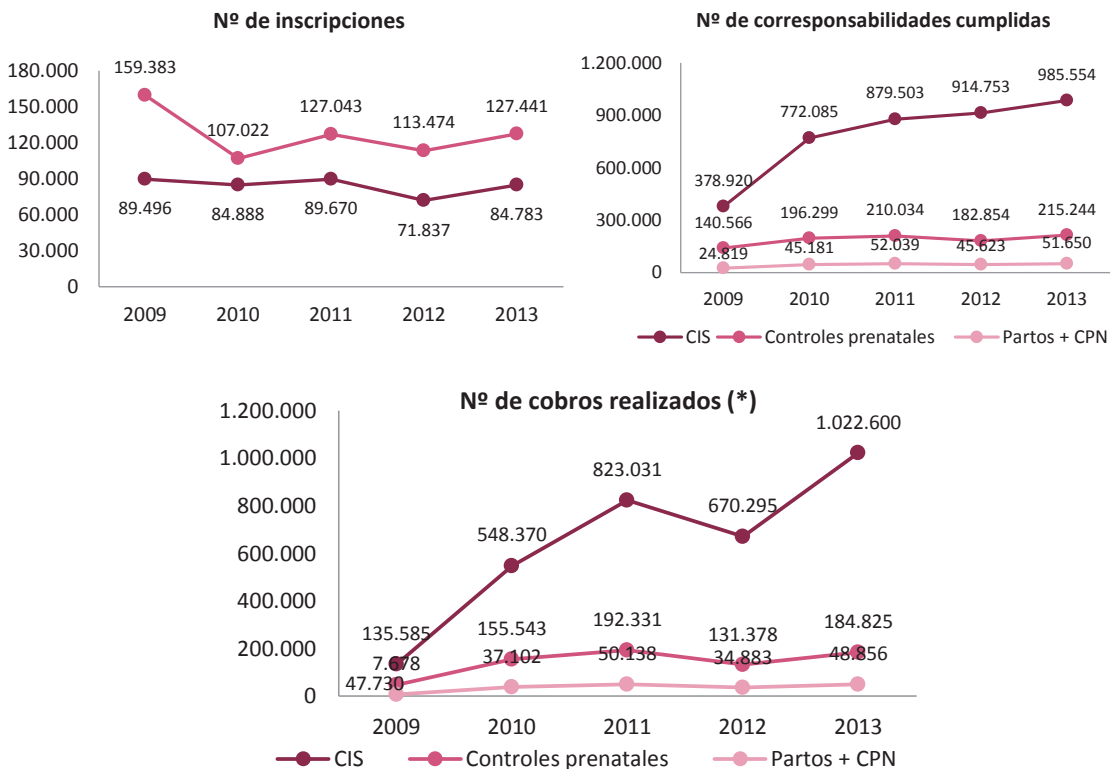
Respecto al número de controles de salud realizados en el marco del programa entre 2009 y 2013, el BJA registró cerca de 1,2 millones de corresponsabilidades cumplidas en mujeres embarazadas, incluyendo controles prenatales, parto institucional y control posnatal; mientras que los controles integrales de salud de los niños ascendieron a más de 3,9 millones. En el caso de los controles asociados al embarazo y el parto, éstos han permanecido relativamente estables por gestión. En contraste, el número de controles de los niños muestra un crecimiento sostenido hasta el año 2013.

Finalmente, el número de pagos efectuados por el programa corresponde a los cobros efectivamente realizados por los beneficiarios en las entidades financieras durante determinada gestión, pudiendo éstos corresponder a controles de salud cumplidos en gestiones pasadas⁶.

6. De acuerdo a información operativa, existe un porcentaje de pagos activados por el Programa que no han sido cobrados por los beneficiarios y cuyos montos permanecen en las instituciones financieras asignadas para los pagos.

El número de pagos se ha incrementado considerablemente en cada gestión; sin embargo, se debe notar que hasta la gestión 2012, el número de pagos ha estado siempre por debajo del número de responsabilidades cumplidas. A partir de 2013, esta situación se invierte, regularizándose pagos por responsabilidades acumuladas de gestiones anteriores.

Figura 3.2: Evolución de inscripciones, responsabilidades y cobros del BJA



Fuente: Elaboración propia en base a información de los registros administrativos del programa Bono Juana Azurduy.

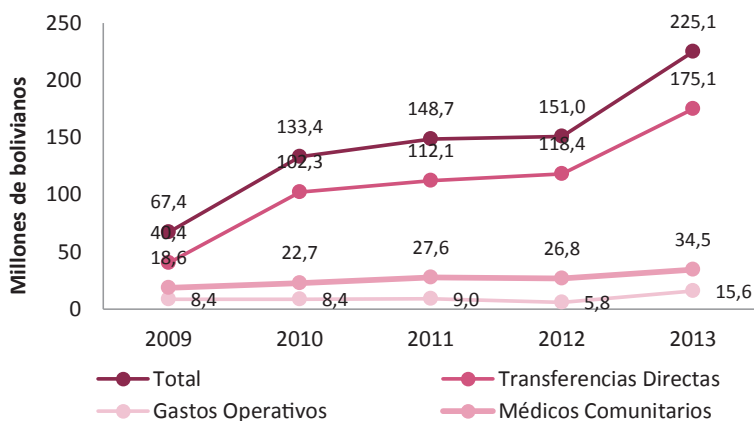
Nota: (*) Corresponde al número de cobros efectivamente realizados por los beneficiarios durante la gestión. Estos cobros pueden corresponder a controles de salud realizados en gestiones pasadas.

3.3.4 Ejecución presupuestaria y financiamiento

En casi cinco años el programa ha tenido un gasto acumulado de Bs725,7 millones, de los cuales 75,6% correspondió a transferencias directas, 17,9% a pagos por la contratación de médicos comunitarios de apoyo a la operación del programa y 6,5% a gastos administrativos.

Entre 2009 y 2013 la ejecución presupuestaria del BJA se triplicó, pasando de Bs67,4 millones a Bs225,1 millones. Este incremento se debió fundamentalmente al aumento significativo de las transferencias directas a los beneficiarios. Cabe destacar que en 2013 la ejecución por concepto de pago de bonos aumentó en 48% respecto al año 2012; este comportamiento está acorde con la información del aumento en número de pagos realizados Figura 3.3.

Figura 3.3: Montos ejecutados por el BJA según concepto

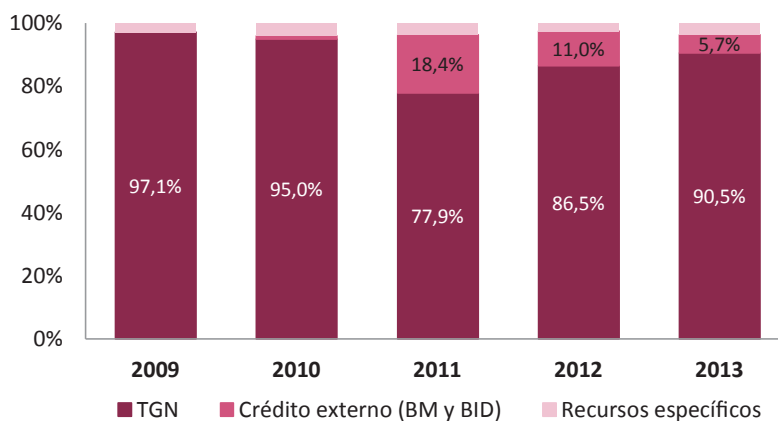


Fuente: Elaboración propia en base a información financiera del programa BJA. Información actualizada al 5 de marzo de 2014.

Hasta el año 2010, el BJA se financió casi en su totalidad con recursos del Tesoro General de la Nación y en una pequeña proporción con transferencias de recursos específicos dirigidos principalmente a cubrir gastos operativos. A partir de la gestión 2011, el programa contó también con financiamiento de recursos de crédito externo del BID y del Banco Mundial. Estos recursos tuvieron una participación más importante en las gestiones 2011 y 2012, en las que representaron un 18,4% y 11% del financiamiento, respectivamente. Para el año 2013, el 90,5% del financiamiento provino del Tesoro General de la Nación, seguido de un 5,7% de recursos de crédito externo y 3,8% de recursos específicos. Si bien los recursos de crédito en su conjunto estuvieron destinados mayormente al financiamiento de las transferencias directas, destaca la importancia relativa que tuvieron estos recursos en el financiamiento

de la operación de la Unidad de Coordinación Nacional del BJA, y, en menor medida, en el financiamiento de los médicos comunitarios de apoyo en 2011 y 2012. A partir de 2013, se debe destacar que el programa logró la dotación de ítems (plazas de funcionarios públicos) para la contratación de recursos humanos permanentes para el programa con financiamiento casi completo del Tesoro General de la Nación (Figura 3.4).

Figura 3.4: Composición de la ejecución total del BJA por fuente de financiamiento



Fuente: Elaboración propia en base a información del programa Bono Juana Azurduy. Información actualizada al 5 de marzo de 2014.

Metodología

4. Estrategias empíricas para la estimación del impacto

La evaluación de impacto busca estimar el efecto causal del BJA en un conjunto de indicadores de salud y nutrición de la población beneficiaria. La selección de variables de resultado sigue la teoría de cambio del programa examinando sus impactos en el uso de servicios de salud materno infantil y en el estado de salud y nutrición de los niños.

Las evaluaciones de impacto miden los efectos de un programa (el tratamiento) comparando el resultado de interés que se observa en el grupo de beneficiarios con su situación contrafactual; es decir, el resultado que hubiese prevalecido en la ausencia del programa. La aproximación empírica del contrafactual se realiza con la medición del resultado en un grupo de control o comparación con características semejantes a los beneficiarios pero que no participa del programa. Las evaluaciones experimentales eliminan diferencias sistemáticas entre el grupo de tratamiento y control asignando aleatoriamente la población beneficiaria del programa a uno de los dos grupos. En este contexto, cualquier diferencia observada en los resultados de los dos grupos después de la aplicación del tratamiento puede ser interpretada como el efecto causal del programa.

Las evaluaciones cuasi-experimentales siguen la misma lógica de comparación entre un grupo de participantes en el programa (el grupo de tratamiento) y un grupo de no participantes (el grupo de comparación) en contextos donde la asignación del programa no es aleatoria. Como fue descrito anteriormente, el BJA es un programa con alcance nacional y elegibilidad universal para toda la población sin cobertura de la seguridad social. La población beneficiaria está compuesta por aquellas mujeres embarazadas y niños inscritos; sin embargo, esta población podría contar con características y comportamientos sistemáticamente distintos a la población de mujeres y niños que aun siendo elegibles no participan del programa. En este contexto, el desafío principal para la evaluación de impacto es identificar a un grupo de comparación estadísticamente idéntico al grupo de tratamiento y que refleje lo más fielmente la situación contrafactual del grupo de tratamiento en ausencia del programa.

En el presente estudio se utilizan dos abordajes metodológicos cuasi-experimentales, la estrategia de efectos fijos, y la estrategia de regresión discontinua para un número más

limitado de indicadores de impacto⁷. En ambos casos, la posibilidad de encontrar un grupo de control válido implica analizar segmentos específicos de la población beneficiaria, en particular hogares con características demográficas y de edad particulares. La implicancia de analizar impactos en subgrupos específicos de la población es que los resultados deben ser interpretados como efectos “locales”, que no son directamente extrapolables a la población global de beneficiarios. En los casos donde es posible el estudio presenta los impactos sobre el mismo indicador utilizando diferentes metodologías y subpoblaciones.

4.1 Efectos fijos

4.1.1 Teoría y estimación

El modelo de efectos fijos estima el efecto del tratamiento controlando por características individuales que no varían en el tiempo y que podrían estar relacionadas con la inscripción de un beneficiario al programa y a la vez afectar los resultados de salud que se quieren analizar, por ejemplo, conocimientos y hábitos individuales de salud. El modelo también controla por factores que varían en el tiempo y afectan de igual manera a participantes y no participantes del programa, incluyendo, por ejemplo, factores ambientales o la disponibilidad y calidad de los servicios de salud. Para propósitos de exposición, se presenta la formulación del modelo de efectos fijos para el contexto del análisis de impacto a nivel del embarazo o del niño con datos de hogar. La formulación del modelo de efectos fijos para el análisis de mortalidad con datos agregados a nivel municipal se presenta en la sección correspondiente de resultados.

La regresión (1) motiva el estimador de efectos fijos para la evaluación de impacto de una variable de tratamiento binaria, D_{ij} , igual a 1 si el niño es beneficiario y 0 en caso contrario:

$$(1) Y_{ij} = \alpha_i + \gamma_j + \delta D_{ij} + \mu_{ij}$$

Donde Y_{ij} es una variable de resultado (uso de servicios de salud o estado de salud) para la observación del niño i de la madre j ; α_i, γ_j son efectos fijos no observables del niño y de

7. Una tercera estrategia de variables instrumentales fue incluida como parte del plan de análisis y utilizada en una fase exploratoria inicial. Sin embargo, la estrategia fue abandonada al no cumplirse las condiciones requeridas por la metodología para la mayoría de los instrumentos propuestos en el plan de análisis. Las variables instrumentales propuestas fueron: afiliación política del alcalde en el municipio del hogar, distancia del hogar al centro de salud más cercano, distancia del hogar al centro de pago más cercano, tasa de inscripción municipal en el tiempo para embarazadas y niños, y un indicador de barreras administrativas en la implementación del Programa a nivel de municipio. Se probaron distintas especificaciones de primera etapa para todas las variables construidas; sin embargo, la única variable que cumple con los criterios de validez y exclusión es la variable de tasa de inscripción municipal para las embarazadas. Las demás variables no cumplieron con los criterios de validez o pruebas de exogeneidad del instrumento.

la madre, respectivamente; μ_{ij} es un componente estocástico. La identificación del efecto promedio del programa, el parámetro δ , se basa en las siguientes condiciones:

$$E(\mu_{ij}|D_{ij}) = E(\alpha_i|D_{ij}) = E(\gamma_j|D_{ij}) = 0$$

Dado que $E(\mu_{ij}|D_{ij}) = 0$, el modelo de efectos fijos busca controlar por los factores α_i, γ_j . En principio, α_i representa factores no observables que son particulares del niño, incluyendo la etapa prenatal durante el embarazo, como complicaciones durante el período del embarazo, no capturadas en la encuesta, o condiciones no observadas de salud del niño. Estas condiciones pueden estar correlacionadas con la condición de tratamiento, pues niños con mayores problemas de salud pre o post-natal pueden recibir un mayor cuidado de los padres y tener mayor propensión a ser inscritos al programa. Una forma de controlar estadísticamente por estos efectos es contando con mediciones repetidas para los niños en un mismo hogar. Sin embargo, se puede argumentar que $E(\alpha_i|D_{ij}) = 0$, ya que la función de inscripción de los niños al programa es más bien una función de las características de la madre o cuidador de cada niño y no directamente de los factores no observables del niño o niña.

Finalmente, la condición $E(\gamma_j|D_{ij}) = 0$ se refiere a variables no observables particulares de la madre o el hogar. Un ejemplo de factores que no podemos observar son los hábitos de salud de la madre o la motivación que ésta tiene para el cuidado de cada uno de sus hijos(as). Niños con madres más motivadas tienen una mayor probabilidad de ser inscritos en el programa y además tendrán mejores resultados de salud producto de esta mayor motivación. Si esto sucede y dado que madres más motivadas cuidarían mejor a sus hijos, no es posible estimar de manera consistente el efecto del tratamiento. En otras palabras, la simple asociación entre D, Y al estimar la ecuación (1) sin controlar por los componentes no observables puede ser netamente el reflejo de la heterogeneidad no observada en las madres o en el ambiente familiar de los niños bajo estudio.

Los métodos utilizados para solucionar el problema de estimación mencionado se basan en Behrman y Wolfe (1989); Black, Devereaux, Salvanes (2007); y Salm y Schunk (2012), entre otros. Estos métodos utilizan estimadores de efectos fijos para hermanos de una misma madre. La ecuación (1) se puede reagrupar y, añadiendo variables de control, el modelo a estimar es:

$$(2) Y_{ij} = \alpha + \delta D_{ij} + X^{\square} \beta + \gamma_j + w_{ij}$$

La identificación del impacto del tratamiento bajo este modelo se logra si se cumple que:

$$E(w_{ij}|D_{ij}) = 0$$

Los efectos fijos a nivel de madre controlan por los factores no observables γ_j , pero si por alguna razón existe variabilidad o diferencias sistemáticas entre hermanos en la forma en que las madres se comportan con ellos, el parámetro estimado de impacto estaría sesgado. Siguiendo a Todd y Wolpin (2003), este supuesto se refiere a que las decisiones dentro del hogar por parte de los padres se toman sin considerar factores específicos de los niños en el hogar. Por ejemplo, Salm y Schunk (2012) mencionan que estas diferencias podrían darse en el caso de que una madre fumase durante un embarazo y no durante el otro. Si estos comportamientos afectan simultáneamente tanto la inscripción del niño en el programa como sus variables de resultado, el efecto estimado del programa estaría sesgado. Consideramos, sin embargo, que este posible sesgo relacionado a un trato diferencial entre hermanos, que además debe variar entre hogares inscritos y no inscritos, no afecta nuestros resultados ya que, al igual que en Salm y Chunk (2012), estamos comparando hermanos muy cercanos en edad, lo que nos da una indicación de que las variables socioeconómicas familiares son similares entre los periodos en que se mide la variable de resultado para cada hermano. Además, las especificaciones controlan por orden de nacimiento, edad de la madre al momento del parto, sexo del niño y trimestre de nacimiento (cohorte). Siguiendo a los mismos autores, es posible que los padres traten de manera diferencial a aquellos niños que tienen peor salud. Esto se reflejaría en un sesgo negativo del impacto por lo que, en el caso más conservador, el estimador correspondería a un límite inferior del efecto del tratamiento. Otro factor que podría violar la condición de exogeneidad es el error de medición en la variable de resultado. Existe una amplia literatura sobre los problemas del error de medida y cómo éstos pueden afectar las estimaciones. En el caso sencillo de error de medida clásico, las estimaciones mediante mínimos cuadrados ordinarios (MCO) estarían sesgadas hacia abajo. El modelo de efectos fijos acentúa este sesgo por lo que en la presencia de error de medida obtendríamos estimadores que subestiman el efecto real del tratamiento.

4.1.2 Aplicación al BJA

A continuación se presenta el modelo de efectos fijos en el contexto de la evaluación del BJA. El modelo a estimar es el siguiente:

$$(3) Y_{ijc} = \alpha + \delta D_{ijc} + X_{ijc}^{\square} \gamma + \phi_c + \mu_j + \varepsilon_{ijc}$$

Donde,

Y_{ijc} : Resultado de salud para el niño i de la cohorte c de la madre j

D_{ijc} : Variable dicotómica de inscripción del niño i de la cohorte c de la madre j

X_{ijc} : Variables de control que incluyen edad de la madre al momento del parto, orden de nacimiento y sexo del niño

ϕ_c : Efectos fijos de cohorte de nacimiento (trimestre de nacimiento)

μ_j : Efectos fijos de la madre

ε_{ijc} : No observables del niño i del cohorte c en la madre j

En particular se modela $\phi_c = \sum_{c=0}^C \phi_c c_{ijc}$, donde c_{ijc} es un indicador igual a 1 si el niño pertenece a la cohorte de nacimiento $c=0, \dots, C$, en donde cada cohorte es un trimestre a partir del primer año de la muestra. Además se transforma cada variable a desviaciones de su media para finalmente estimar:

$$(4) \quad \Delta Y_{ijc} = \delta \Delta D_{ijc} + \Delta X_{ijc} \gamma + \sum_{c=0}^C \phi_c \Delta c_{ijc} + \Delta \varepsilon_{ijc}$$

Donde para cualquier variable Z el operador Δ transforma la variable en desviaciones de su media tal como se muestra a continuación:

$$\Delta Z_{ijc} = Z_{ijc} - \frac{1}{n_j} \sum_{i=1}^{n_j} Z_{ijc}$$

Asumiendo que la condición $E[\Delta \varepsilon_{ijc} | \Delta D_{ijc}, \Delta X_{ijc}, \Delta c_{ijc}] = 0$ se cumple, la regresión (4) estima el efecto del tratamiento de manera consistente. Esta condición refleja que una vez que controlamos por los efectos fijos de cohorte de nacimiento (Δc_{ijc}) y las variables relevantes que cambian en el tiempo (ΔX_{ijc}), es posible estimar de manera consistente el efecto del tratamiento mediante la ecuación (4). El único componente que queda en el error es aquél que varía en el tiempo o, en nuestro caso, entre un hermano y otro. Por tanto, para que la condición anterior no se cumpla habría que argumentar que este error está correlacionado con el hecho de que un hermano reciba el tratamiento y otro no. A diferencia de la literatura que utiliza los efectos fijos entre hermanos, en el presente estudio la mayor parte de la variación en la variable de tratamiento proviene de la regla de elegibilidad. Un hermano es tratado y el otro no fundamentalmente porque un hermano es elegible y el otro no. Al controlar por la edad en ΔX_{ijc} , se puede argumentar que la variación restante en la variable de tratamiento no está correlacionada con el error.

4.2 Regresión Discontinua (RD)

El segundo abordaje metodológico utilizado para la estimación de los impactos del BJA es el diseño de regresión discontinua (RD). El criterio básico de este método de evaluación es que la asignación al tratamiento es determinada completa o parcialmente por una variable que sitúa observaciones a los grupos de tratamiento o comparación utilizando un punto de corte. En particular, si X es una variable continua y c es un punto de corte con $c \in X$, la variable X asigna las observaciones a tratamiento o comparación mediante la siguiente regla:

$$D_i = \begin{cases} 1, & X_i \leq c \\ 0, & X_i > c \end{cases}$$

donde D es la variable de tratamiento. En el caso del BJA, X_i corresponde a la edad de la niña o niño al momento de inscribirse al programa. Durante la primera etapa del programa, en mayo de 2009, eran elegibles aquellos niños que al momento de la inscripción tenían menos de 12 meses de edad. Todo niño mayor a esta edad no era elegible para participar. Se volverá a este punto más adelante en la Sección 4.3.3 de aplicación.

La estimación de RD se basa en que solo exista una discontinuidad en las variables de resultado más no en las variables que no son afectadas por el tratamiento. En este sentido, RD estima un efecto local en $X_i = c$, que es el efecto del programa comparando aquellas observaciones que están justo a la izquierda y a la derecha del punto de corte. En el caso del BJA, es el efecto sobre aquellos niños que al momento del inicio de programa tenían casi 12 meses, edad correspondiente al corte de elegibilidad. En este sentido, si bien RD es considerada una de las metodologías con mayor validez interna su validez externa es limitada pues sólo se estiman efectos para aquellas observaciones alrededor del punto de corte.

4.2.1 Teoría y estimación

Comenzando con el modelo común de resultados potenciales, sea Y_{1i}, Y_{0i} los resultados potenciales para el individuo i bajo tratamiento y control, respectivamente, el efecto causal del tratamiento viene dado por:

$$\Delta_i = Y_{1i} - Y_{0i}$$

Como se describió anteriormente, el problema fundamental es que no observamos cada estado para un mismo individuo simultáneamente. En la mayoría de los casos la solución para esto es comparar promedios entre aquellos tratados y aquellos no tratados y así obtener una estimación del impacto del programa. En el caso de RD, solo observamos $E(Y_{1i}|X)$ a la derecha del punto de corte y $E(Y_{0i}|X)$ a la izquierda del corte. En términos formales, el

efecto del programa estimado mediante RD viene dado por tomar el límite de la variable de resultado por la izquierda y la derecha cuando X tiende al punto de corte:

$$\tau_{RD} = \lim_{x^+ \rightarrow \varepsilon} E(Y_i | X = c + \varepsilon) - \lim_{x^- \rightarrow \varepsilon} E(Y_i | X = c + \varepsilon)$$

$$\tau_{RD} = \lim_{x^+ \rightarrow \varepsilon} E(Y_{1i} | X = c + \varepsilon) - \lim_{x^- \rightarrow \varepsilon} E(Y_{0i} | X = c + \varepsilon)$$

$$\tau_{RD} = E(Y_{1i} | X = c) - E(Y_{0i} | X = c)$$

donde τ_{RD} es el efecto promedio del tratamiento en un punto de corte particular c de la variable de asignación. Varias condiciones para la identificación de este efecto se cumplen bajo el diseño de RD:

- Sesgo por omisión de variables omitidas (*unconfoundedness*). Al condicionar en X , no existe mayor variación en la variable de asignación al tratamiento, D , dado que la única fuente de variación que determina los valores de D es X . En este sentido RD es un caso especial de selección en observables.
- En RD, por construcción, no existe solapamiento entre grupos de control y tratamiento. En este sentido la continuidad en la variable de asignación permite reemplazar el supuesto de solapamiento necesario en otros métodos.

El método RD puede considerarse cercano a los experimentos aleatorios o como un experimento aleatorio local en que se asignan aleatoriamente observaciones alrededor del corte a tratamiento y control. Para su aplicación, una transformación convencional es centrar la variable de asignación en 0. Los métodos de regresión que se presentan en esta sección asumen tal normalización.

En principio, se puede estimar el efecto del tratamiento comparando las observaciones que están justo a la derecha y a la izquierda del punto de corte y obteniendo la siguiente diferencia:

$$\tau_{RD} = E(Y_i | X = c + \varepsilon) - E(Y_i | X = c - \varepsilon)$$

Este enfoque no paramétrico no depende de supuestos sobre las formas funcionales, lo que lo hace atractivo; sin embargo, se necesitan tamaños muy grandes alrededor del punto de corte para poder computar esta diferencia. En caso de no poderse estimar el efecto de manera no paramétrica, la versión paramétrica lineal más común se basa en la siguiente regresión:

$$(9) \quad Y_i = \alpha + \tau D_i + \beta X_i + \mu_i$$

donde τ es el efecto causal de interés. Lo que esta regresión modela es una relación lineal entre Y, X con un salto en $X=0$, capturado por τ pues la variable de tratamiento, D , es 1 para valores de X de 0 o más, e igual a 0 en otro caso. Por tanto, esta regresión modela una discontinuidad en Y en el punto de corte de la variable de asignación.

La relación entre la variable de resultado y la de asignación no es necesariamente lineal. Así, la regresión anterior se puede modificar a:

$$(10) \quad Y_i = \alpha + \tau D_i + f(X) + \mu_i$$

donde $f(X)$ es una función que permite “suavizar” la relación entre X, Y . Básicamente, $f(X)$ puede ser no lineal en el modelo verdadero por lo que la estimación mediante métodos lineales podría estar mostrando una discontinuidad que no existe. En la especificación de $f(X)$ es muy común utilizar polinomios para aproximar esta función y de esta forma permitir mayor flexibilidad sobre la forma funcional entre X, Y en cada lado del corte. En particular, definiendo la función en polinomios la estimación del impacto se obtiene mediante la siguiente regresión:

$$(11) \quad Y_i = \alpha + \tau D_i + \sum_{k=1}^K \delta_k X^k + \sum_{k=1}^K \beta_k D_i X^k + \mu_i$$

donde τ sigue siendo el efecto del tratamiento. Como un análisis de robustez estadística se deben presentar distintos coeficientes según distintas especificaciones del polinomio. En general, se presentan coeficientes estimados para funciones de hasta polinomios de cuarto grado.

El problema de estimar la regresión (11) es que al utilizar todos los datos de la muestra podríamos estar utilizando datos que están demasiado lejos del punto de corte. Si bien esto ofrece mayor poder estadístico debido al uso de un mayor número de observaciones, se puede incurrir en un sesgo en la estimación, pues mientras más lejos se encuentran las observaciones del punto de corte, menor es la capacidad de interpretar el resultado como un efecto local en el punto de corte. Para esto, varios autores proponen estimar regresiones lineales locales para una vecindad alrededor del punto de corte. La mayor complejidad en estos métodos es determinar el tamaño de tal vecindad. En particular, Imbens y Lemieux (2008) proponen métodos para la elección de este ancho de banda en una vecindad del corte dándole un peso particular a las observaciones en función de su distancia respecto al punto de corte. En resumen, la principal complicación en RD es la especificación de la

forma funcional para $f(X)$ o la especificación correcta del ancho de la vecindad para estimar regresiones locales. Ambos problemas inducen a sesgos en las estimaciones del efecto del tratamiento.

4.2.2 Pruebas de validez y robustez

Manipulación del punto de corte

En algunos casos los individuos pueden tener algún control sobre la variable de asignación o pueden moverse estratégicamente a un lado o al otro del punto de corte. Por ejemplo, en casos en los que el tratamiento se entrega según un puntaje de riqueza, individuos que están justo a la derecha del punto de corte pueden sub-declarar algunos activos para ubicarse a la izquierda del punto de corte y así ser elegibles al programa. El problema que esto genera es que el proceso de asignación ya no es exógeno y el método de RD se invalida ante posibles comportamientos estratégicos.

McCary (2008) propone estimar las mismas regresiones lineales descritas pero utilizando la densidad de X como variable dependiente. La idea básica es probar si alrededor del corte existe o no un salto significativo en las observaciones y así poder evaluar si existe manipulación. En el contexto del BJA, dado que el punto de corte de 12 meses de edad fue definido luego del nacimiento de los niños, y dada la dificultad y costo de manipulación de los registros de nacimiento con propósitos de conseguir manipular la edad del niño, se argumenta que la manipulación es poco probable.

Continuidad en variables no afectadas por el tratamiento

Como se explicó antes, la validez del diseño de RD puede ser analizada con criterios similares a los de un experimento aleatorio. En este sentido, es fundamental mostrar gráficamente y estadísticamente que no existe discontinuidad en variables que no deberían ser afectadas por el tratamiento. Claramente, no podemos realizar estos test en variables que no observamos pero, análogamente a los experimentos aleatorios, la continuidad en variables observables supuestamente no afectadas por el tratamiento provee evidencia para el supuesto de no existencia de selección en no observables. Un punto sutil es que las discontinuidades en variables de control no significan que tenemos un sesgo por variable omitida, más bien viola el supuesto de que existe continuidad alrededor del punto de corte.

Selección del ancho de banda en la vecindad del corte

La selección del ancho de banda presenta la particular disyuntiva entre sesgo y varianza en la estimación del parámetro de interés. En el caso de las regresiones locales se puede

testear la robustez del parámetro para distintos anchos de banda elegidos según la lógica del investigador respecto al fenómeno de estudio, o mediante métodos de validación cruzada como en Imbens y Lemieux (2008).

En el caso de regresiones con polinomios en la forma funcional, el paralelo a la elección del ancho de banda es la elección del orden del polinomio a incluir en la regresión. Lee y Lemieux (2010) proponen realizar el criterio de información de Akaike para la selección del modelo para el cuál se forma:

$$AIC = N \ln(\hat{\sigma}^2) + 2k$$

donde $\hat{\sigma}^2$ es el error cuadrático medio y k es el número de parámetros en el modelo.

Por último, los mismos autores recomiendan utilizar la regresión lineal simple incluyendo variables binarias para distintos bins formados agrupando la variable de asignación. A esta regresión se deben incluir distintos polinomios hasta que el test de significancia conjunto para los coeficientes asociados a cada variable binaria no sea significativo.

“Fuzzy” RD

Una versión de RD en la que la variable de asignación no predice perfectamente el tratamiento es conocida como un diseño “fuzzy” o “borroso”. En este caso, la probabilidad de ser tratado es discontinua en el corte pero no necesariamente es igual a 1 para todas las observaciones. En el diseño “fuzzy” se estima un estimador de Wald, similar al que se obtiene en variables instrumentales de la forma:

$$\tau_{FRD} = \frac{\lim_{x^+ \rightarrow \varepsilon} E(Y_i | X = c + \varepsilon) - \lim_{x^- \rightarrow \varepsilon} E(Y_i | X = c + \varepsilon)}{\lim_{x^+ \rightarrow \varepsilon} E(W_i | X = c + \varepsilon) - \lim_{x^- \rightarrow \varepsilon} E(W_i | X = c + \varepsilon)}$$

donde la variable W es un indicador binario igual a 1 si el individuo es tratado e igual a 0 en caso contrario.

4.2.3 Aplicación al BJA

Para la aplicación del diseño de RD en la evaluación de impacto del BJA, se toma ventaja de la regla de inscripción del programa que define que los niños al momento de la inscripción deben tener menos de 12 meses de edad y que todos los niños mayores a este corte no son elegibles. La estrategia de evaluación consiste entonces en comparar aquellos niños con la edad justa para ser elegibles con aquellos con la edad justa para no ser elegibles.

En la práctica, el punto de corte en el caso del BJA varía según departamento y municipio, pues el programa comenzó en distintos periodos después de la fecha nacional de la apertura de inscripciones el 11 de mayo del 2009. Sin embargo, en junio del 2009 la gran mayoría de los municipios contaba con alguna población inscrita. Al no poder contar con una fecha exacta del comienzo de la inscripción en cada municipio, se trabajó con la muestra de niños y niñas, excluyendo aquellos nacidos en mayo de 2009.

La Figura 1 del Anexo muestra el efecto de la elegibilidad por edad en la probabilidad de inscripción de niños para distintos anchos de banda. En el eje horizontal se encuentra la fecha de nacimiento con un punto de corte centrado en 0. La variable en el eje horizontal se mide en días alrededor del corte y los niños se ordenan de izquierda a derecha de mayor a menor edad. Dado que el corte es 0 cuando el niño tiene justo 12 meses de edad al inicio del programa, aquellos niños a la izquierda de este punto son niños mayores no elegibles y a la derecha son niños elegibles. El eje vertical muestra la proporción de inscritos. Cada panel muestra el ajuste a los datos de regresiones lineales locales para distintos anchos de banda, reflejando que existe un efecto importante de la regla de elegibilidad en la tasa de inscripción de alrededor de 25 puntos porcentuales. En este sentido, para evaluar el impacto del BJA mediante RD se debe considerar un diseño “fuzzy”, dado que no existe un proceso de inscripción perfecto desde el punto de corte en adelante.

La metodología compara niños menores de un año con niños de un año o más al momento del inicio del programa. Es por esto que el método de RD solo es útil para medir el impacto del BJA sobre indicadores de uso de servicios de salud infantil, en particular, sobre el número de controles integrales de salud de los niños desde los 12 meses de vida hasta los 2 años de edad, periodo en el que el programa pudo haber tenido un impacto, dado que representa la etapa en la cual los niños elegibles estuvieron expuestos al tratamiento.

Para la estimación de impacto, se utiliza el método elaborado por Calonico, Cattaneo y Titiunik (2013) (CCT (2013) en adelante) en el que se propone estimar distintas versiones no paramétricas del modelo de regresión discontinua⁸. Esta estrategia además permite estimar impactos con distintos criterios para elegir el ancho de banda alrededor del corte. Los resultados principales muestran estimaciones para el ancho de banda propuesto por CCT (2013), mientras que el Anexo muestra los resultados para el criterio de ancho de banda según Imbens y Kalyanaraman (2012) y según el método de validación cruzada en el cual se calcula un ancho de banda en función a la minimización de un error cuadrático medio (ver

8. Se emplea el comando `rdrobust` en Stata.

Ludwig y Miller (2005) para una aplicación). En cada ancho de banda determinado alrededor del corte se estiman una versión lineal y otra cuadrática de la ecuación (11). Finalmente, además de la información autoreportada de la madre, la encuesta ESNUT 2012 incluye el registro de controles según el Carnet de Salud Infantil. Existe bastante evidencia de que las variables autoreportadas están sujetas a considerables problemas de error de medición. Es por esto que el análisis también se realiza sobre la muestra de niños con controles registrados en el Carnet de Salud Infantil.

Como pruebas de robustez, las Figuras 3 y 4 del Anexo muestran el balance que existe en el número de controles realizados en edades anteriores a las potencialmente cubiertas por el BJA. Es decir, para la muestra de niños mayores a 12 meses al momento del inicio del programa, se toma el número de controles realizados entre los 0 y 5 meses y los 0 y 11 meses. Dado que el BJA no debería haber afectado los controles en este período de vida, estas variables permiten realizar un test de validez. En efecto, las figuras muestran que alrededor del corte no existen saltos en las regresiones locales. Adicionalmente, la Tabla 8.1.8 del Anexo muestra el balance alrededor del corte para distintas variables del niño, la madre y el hogar. La tabla muestra el valor p para un test de significancia de un salto alrededor del punto de corte para cada variable, evidenciándose que no existen diferencias significativas en ninguna de ellas. Estos resultados validan aún más los impactos que se presentan en la Sección 8.

5. Los datos

La fuente primaria de datos para los análisis de impacto es la **Encuesta de Evaluación de Salud y Nutrición** (ESNUT 2012) realizada el año 2012. Adicionalmente, los estudios complementarios en indicadores relacionados a mortalidad se basan en información de registros administrativos del Sistema Nacional de Información en Salud (SNIS), del Censo Nacional de Población y Vivienda 2012 (CPV 2012) y de los registros administrativos del BJA.

La presente sección contiene una descripción detallada de la ESNUT 2012 y de su implementación y define los indicadores de impacto a ser examinados en base a esta fuente de información. Asimismo, se describen las características de las submuestras de análisis de acuerdo a la metodología y las poblaciones de estudio. Cabe hacer notar que la Sección 9 que presenta los resultados complementarios de impacto sobre mortalidad, incluye, también una exposición de la metodología de estimación y una descripción detallada de las fuentes de datos adicionales utilizadas en cada caso.

5.1 La Encuesta de Evaluación de Salud y Nutrición 2012

La ESNUT 2012 es una encuesta a hogares de alcance nacional diseñada para proveer información representativa de salud y nutrición a nivel nacional, por piso ecológico (altiplano, valles y llanos) y, al interior de cada piso ecológico, por desagregación urbana y rural, conformando un total de 6 estratos representativos. La encuesta fue diseñada con el objetivo de ser la principal fuente de información para la evaluación de tres programas nacionales de salud y nutrición en el país, en específico, el Bono Juana Azurduy, el programa Multisectorial Desnutrición Cero y el proyecto de fortalecimiento de redes de salud denominado Aumentar Acceso para Reducir Inequidades en Salud (APL-III). Con tal motivo, la encuesta requirió un alto nivel de coordinación entre entidades del Ministerio de Salud y la Unidad de Análisis de Políticas Sociales y Económicas (UDAPE), con la finalidad de consensuar los contenidos y cobertura de la encuesta.

5.1.1 Análisis de poder y diseño de la muestra

Tomando en cuenta los diferentes requerimientos de información de los tres programas, así como las alternativas metodológicas para la evaluación de impacto del programa BJA, el diseño de la muestra consideró dos criterios clave: (1) un tamaño de muestra suficiente que garantice niveles óptimos de potencia para la detección de impactos de efectos mínimos establecidos, con énfasis en el ámbito rural, y (2) una muestra con representatividad nacional.

Un insumo importante para la determinación del tamaño de la muestra fueron los cálculos de poder estadístico realizados para la encuesta. El análisis de poder se utiliza para calcular el tamaño de muestra requerido para detectar con probabilidad determinada un impacto de tamaño mínimo (efecto mínimo detectable). Para los cálculos de poder se utilizó el indicador de desnutrición crónica en niños, ya que éste es considerado el indicador primario más “exigente” en términos de requerimiento de tamaño de muestra, una vez descartados los indicadores de mortalidad según lo indicado en secciones anteriores. Se utilizaron como parámetros para el cálculo: potencia estadística de 90%, nivel de significancia del 5%, tamaño de efecto mínimo detectable de 0,05 desviaciones estándar en desnutrición crónica y efecto de diseño de 1,5. Dado que el programa esperaba mayores impactos en zonas rurales y que las opciones de estrategias metodológicas de identificación de impacto eran más amplias en este ámbito, se privilegió un tamaño de muestra mayor en área rural. La muestra estimada fue de 424 Unidades Primarias de Muestreo (UPMs), 124 en área urbana y 300 en área rural, con un total de 8.480 hogares esperados (20 hogares por UPM). El resultado final del diseño de la muestra se presenta en el la Tabla 5.1. Para el tamaño de muestra seleccionado los análisis de potencia se presentan en la Tabla 5.2.

Tabla 5.1: Distribución de la muestra a seleccionar según estratos

Ámbito	Estrato	Nº de UPMs	Nº Hogares de la muestra
Urbano	Total	124	2.480
	Altiplano	30	600
	Valle	50	1.000
	Llano	44	880
Rural	Total	300	6.000
	Altiplano	100	2.000
	Valle	100	2.000
	Llano	100	2.000
Nacional	Total	424	8.480

Fuente: UDAPE, en base al Informe Final de la supervisión externa de la ESNUT 2012.

Tabla 5.2: Cálculos de poder para la muestra prevista, utilizando el indicador de desnutrición crónica

Estrato	Número de UPMs	Correlación Intracluster	Prevalencia	Mínimo Efecto Detectable
Nacional	424	0,08984	21,7%	0,047
Urbano	124	0,03554	12,6%	0,055
Rural	300	0,08342	25,2	0,058

Fuente: Elaboración propia.

El marco muestral para la primera etapa de selección está constituido por la lista de áreas de enumeración censal generadas por el Instituto Nacional de Estadísticas a partir del Censo Nacional de Población y Vivienda del año 2001. En el ámbito urbano, las Unidades Primarias de Muestreo (UPMs) correspondieron a áreas de enumeración censal completas, mientras que para el ámbito rural las UPM correspondieron a sectores censales más pequeños, debido a la extensión de las áreas de enumeración censal rurales. En el ámbito urbano, se empleó un diseño bi-etápico; en la primera etapa se seleccionaron UPMs y en la segunda etapa hogares. En el ámbito rural, se utilizó un diseño tri-etápico; en la primera etapa se seleccionaron municipios, en la segunda UPMs y en la tercera hogares. La razón de emplear una etapa adicional de selección en el área rural responde a la necesidad de contener la dispersión geográfica de la muestra y optimizar los costos de implementación de la encuesta. Las UPMs fueron elegidas con probabilidad proporcional a su tamaño, usando a la población como medida de tamaño.

En cada UPM seleccionada se realizó un listado completo de todos los hogares. La población objetivo de la encuesta estuvo constituida por hogares con al menos un niño menor de 5 años al momento de la encuesta, independiente de su condición de beneficiario del BJA. Sobre este grupo de hogares elegibles para la encuesta se seleccionaron de forma aleatoria 20 hogares por UPM.

5.1.2 Cuestionarios

La ESNUT 2012 se recolectó utilizando tres cuestionarios básicos: (1) un Cuestionario de Hogar para recolectar información sociodemográfica de los miembros, características de la vivienda y gastos del hogar; (2) un Cuestionario de Mujer para todas las mujeres elegibles entre 14 y 49 años; y (3) un Cuestionario de Niños para todos los niños menores de 5 años que vivían en el hogar al momento de la encuesta. Adicionalmente, la encuesta incluyó un cuestionario a líderes comunitarios que recoge principalmente información de acceso

a servicios e infraestructura pública, el mismo que fue implementado en las comunidades rurales donde se realizó la encuesta a hogares.

Al ser una encuesta de propósitos múltiples, la encuesta recoge información de una amplia variedad de indicadores de salud y nutrición, con énfasis en salud materna e infantil. Para todas las mujeres entre 14 y 49 años que han tenido al menos un embarazo desde enero de 2007, la encuesta recolecta historias completas de embarazo para ese periodo, indagando sobre los cuidados prenatales, el parto y posparto de cada embarazo. Asimismo, se indaga acerca de la participación de la mujer embarazada en el programa. Para los niños presentes en el hogar nacidos a partir de enero de 2007, la encuesta recolecta información retrospectiva sobre lactancia materna, prácticas alimentarias, vacunación, controles de crecimiento y desarrollo y participación en el programa BJA. El estado de nutrición se evalúa a través de mediciones antropométricas de talla y peso de todos los niños, y de niveles de hemoglobina para los niños mayores a 3 meses. Para una submuestra de 2.000 niños de 3 a 23 meses, la encuesta recolecta también muestras de sangre seca con la finalidad de evaluar deficiencias de vitamina A. El detalle de las secciones contenidas en la encuesta se describe en la Tabla 5.3.

Tabla 5.3: Contenido de la ESNUT 2012

Sección/Parte	Población	Información
Cuestionario de Hogar		
Características Sociodemográficas	Todos los miembros del hogar	Características socio-demográficas del hogar y sus miembros
Parte A. Acceso y Estado de Salud	Todos los miembros del hogar	Afiliación a seguro de salud, enfermedades crónicas y atención
Parte B. Estilos de Vida Saludable	Personas de 15 años o más	Hábitos de consumo de cigarrillo y bebidas alcohólicas
Educación	Personas de 4 años y más	Nivel de escolaridad
Condición de Actividad, Ocupación e Ingresos Laborales	Personas de 7 años o más	Participación laboral, ocupación e ingresos laborales
Ingresos No Laborales	Todos los hogares	Ingresos no laborales
Vivienda y Servicios Básicos	Todos los hogares	Acceso a servicios básicos y proxy de nivel socioeconómico
Gastos Alimentarios (compras, autoconsumo y otras fuentes)	Todos los hogares	Nivel de consumo alimentario
Gastos No Alimentarios	Todos los hogares	Nivel de consumo no alimentario
Seguridad Alimentaria - ELCSA	Todos los hogares	Seguridad Alimentaria a través de la Escala ELCSA

Cuestionario de la Mujer

Reproducción	Mujeres de 14 a 49 años	Número de embarazos e hijos nacidos vivos
Parte A. Historia de embarazos y nacimientos	Mujeres de 14 a 49 años con al menos un embarazo en los últimos 5 años	Número de embarazos en los últimos 5 años
Parte B. Cuidados prenatales	Mujeres de 14 a 49 años con al menos un embarazo en los últimos 5 años	Cuidados prenatales de cada embarazo
Participación de las Mujeres en el BJA	Mujeres de 14 a 49 años con al menos un embarazo en los últimos 5 años	Participación en el programa durante el embarazo
Parto y Puerperio	Nacidos vivos en los últimos 5 años	Atención del parto y posnatal
Participación de los Niños en el BJA	Nacidos vivos en los últimos 5 años	Participación de los niños en el BJA
Lactancia Materna	Nacidos vivos en los últimos 5 años	Lactancia materna exclusiva y complementaria
Inmunización y Suplementos Nutricionales	Nacidos vivos en los últimos 5 años, actualmente vivos	Nivel de cobertura de vacunación y consumo de micronutrientes
Métodos Anticonceptivos y Conocimiento del BJA	Mujeres de 14 a 49 años	Uso de métodos anticonceptivos y conocimiento del programa

Cuestionario del Niño

Atención de EDA	Niños menores de 5 años en el hogar	Medir prevalencia de diarrea y tratamiento
Historia de Controles de Salud	Niños menores de 5 años en el hogar	Indicadores de cobertura de controles de salud del niño
Participación de los Niños en el BJA	Niños menores de 5 años que no viven con la madre	Participación de los niños en el BJA
Historia de Visitas al Establecimiento de Salud	Niños menores de 12 meses en el hogar	Razones de visita al E.S., lugar y atención de la visita
Medidas antropométricas y biomarcadores	Niños menores de 5 años en el hogar	Mediciones de peso, talla, nivel de hemoglobina y Vitamina A
Cuestionario Edades y Etapas (ASQ)	Niños menores de 5 años en el hogar	Indicadores de Desarrollo Infantil Temprano (motricidad y comunicación)

5.1.3 Implementación de la encuesta y muestra final de evaluación

Dado el tamaño de la muestra y los requerimientos financieros para su ejecución, se decidió realizar un esfuerzo conjunto de implementación entre el MS y UDAPE, de tal forma que el MS financió la ejecución de la encuesta en área urbana y UDAPE financió su ejecución en área rural. Para tal fin, se conformó un equipo técnico, liderado por UDAPE, con participación

de especialistas de ambas instituciones, apoyo técnico interno y asistencia técnica externa del Banco Interamericano de Desarrollo que participó activamente en todas las fases de implementación de la evaluación, desde el diseño de la estrategia de identificación, la muestra y los contenidos de los cuestionarios, pasando por los procesos de capacitación, hasta la supervisión y control de calidad del trabajo de campo, conformación de las bases de datos, análisis econométrico y redacción de documentos de diseminación.

El trabajo de campo fue adjudicado a dos instituciones nacionales de levantamiento de encuestas que recibieron del equipo técnico todos los insumos necesarios para la implementación de la encuesta en campo, incluyendo cuestionarios, manuales de campo, materiales de capacitación, programa de entrada de datos, etc. Un elemento clave para garantizar la calidad de todos los procesos de la encuesta fue la contratación de los servicios de un equipo externo de gestión y control de calidad. Este equipo, en coordinación con el equipo técnico, se encargó de apoyar en el desarrollo de instrumentos, protocolos de campo y materiales de capacitación, participar en las sesiones de capacitación del personal de campo, supervisar el trabajo de las brigadas en campo, monitorear el proceso de entrada de datos y conformar las bases de datos finales. El trabajo de la supervisión externa fue particularmente importante para garantizar que los equipos de campo de ambas instituciones encargadas del levantamiento de datos en áreas urbanas y rurales reciban la misma capacitación y utilicen los mismos protocolos y procedimientos, asegurando una calidad homogénea de la información recogida.

La ESNUT 2012 se implementó entre los meses de abril y diciembre de 2012. El trabajo de campo en área urbana se inició en abril y terminó en septiembre de 2012, mientras que el trabajo en área rural se inició en octubre y finalizó a mediados de diciembre de 2012. En total, se realizaron 8.433 entrevistas efectivas, 2.456 en área urbana y 5.977 en área rural. La Tabla 5.4 presenta indicadores relacionados a la implementación de la encuesta y la Figura 5.1 muestra la distribución geográfica de la muestra en todo el territorio nacional.

Tabla 5.4: Descripción de la implementación de la ESNUT 2012

	Nacional	Urbano	Rural
Unidades Primarias de Muestreo	424	124	300
Número de Hogares esperados	8.480	2.480	6.000
Número de Hogares reemplazados	553	325	228
Número de Encuestas faltantes	47	24	23
Número de Hogares encuestados	8.433	2.456	5.977
Número de Mujeres encuestadas de 14 a 49 años	10.521	3.184	7.337
Embarazos/partos desde enero 2007	12.088	3.401	8.687
Niños(as) menores de 5 años	11.358	3.095	8.263

Fuente: Elaboración propia con datos de la Encuesta de Evaluación de Salud y Nutrición 2012.

5.2 Indicadores de evaluación

El estudio busca evaluar el impacto del programa sobre una amplia gama de indicadores tomando en cuenta la cadena causal del mismo y la lógica del continuo de atención para la mujer embarazada, el recién nacido y los niños menores de dos años. En base a la cadena causal del programa, los indicadores de evaluación consideran tanto indicadores de acceso y utilización de los servicios de salud incentivados por el BJA como así también indicadores finales del estado de salud y nutrición de la población beneficiaria. Así, los indicadores para el estudio pueden ser organizados en cuatro grupos:

- 1. Resultados de salud materna y del recién nacido.** Considera los indicadores de uso de servicios de salud materna directamente incentivados por el programa, incluyendo la captura temprana del embarazo, cobertura de controles prenatales, parto institucional y primer control posnatal. Para el recién nacido se considera el indicador de vacunación con BCG, y como indicador final de salud del periodo prenatal se incluye el peso de la niña o niño al nacer.
- 2. Resultados de utilización de servicios de salud infantil y prácticas de nutrición.** En este grupo se incluye como indicador principal la cobertura de controles integrales de salud de los niños. Adicionalmente, se considera un conjunto de indicadores intermedios de utilización de servicios y prácticas de nutrición que podrían haber sido afectados por el programa debido al mayor número de visitas al establecimiento de salud y a la mayor consejería recibida en estas visitas. Entre ellos se incluye la cobertura de lactancia materna exclusiva, cobertura de vacunación y uso de suplementos nutricionales.

3. Resultados finales de estado de salud y nutrición infantil. El objetivo final del programa es mejorar la situación de salud y nutrición de su población objetivo. El estudio evalúa el impacto del BJA en indicadores finales de salud y nutrición infantil, incluyendo mediciones de talla para la edad, desnutrición crónica y anemia. A través de extensiones metodológicas, también se explora los impactos en indicadores relacionados a mortalidad en menores de cinco años.

Considerando esta clasificación, la Tabla 5.5 presenta los indicadores de evaluación utilizados en el estudio, sus definiciones correspondientes y los resultados descriptivos para la población total de la ESNUT 2012.

Tabla 5.5: Indicadores seleccionados para el análisis de impacto

Indicador	Definición	Media o Proporción Población total
Indicadores de salud materna y neonatal:		
Cobertura de detección temprana del embarazo	Probabilidad de asistir al primer control de embarazo antes de semana 20	77,5%
Semana del primer control prenatal	Semana promedio de gestación al momento del primer control prenatal	13,0
Número de controles prenatales	Número promedio de controles prenatales realizados en el embarazo	5,2
Cobertura de atención prenatal	Probabilidad de recibir al menos 4 controles prenatales por médico, enfermera o auxiliar de enfermería.	74,6%
Cobertura de parto institucional (atendido por personal de salud)	Probabilidad de tener el parto atendido por doctor, enfermera o auxiliar de enfermería	85,0%
Cobertura de atención posparto	Probabilidad de recibir una consulta posparto en los primeros 7 días del nacimiento (no considera la atención recibida en las primeras 24 hrs.)	54,0%
Cobertura de vacuna BCG contra la tuberculosis	Probabilidad de recibir la vacuna BCG	88,3%
Peso al nacer	Peso al nacer en gramos	3.299,9 gr
Prevalencia de bajo peso al nacer	Probabilidad de peso al nacer menor a 2,5 Kg.	7,2%
Indicadores de salud y nutrición de la niña o niño:		
Controles de crecimiento y desarrollo	Promedio de controles integrales de salud recibidos de 0 a 23 meses	10,6
Cobertura de vacunación contra la fiebre amarilla	Probabilidad de recibir la vacuna de la fiebre amarilla	68,8%
Cobertura de vacunación contra el sarampión, rubeola y paperas (SRP)	Probabilidad de recibir la vacuna SRP	76,7%

Cobertura de vacunación completa	Probabilidad de recibir el esquema completo (3ra dosis Pentavalente, 3ra dosis Antipolio, BCG, SRP)	65,1%
Consumo de Chispitas Nutricionales	Probabilidad de haber consumido alguna vez Chispitas Nutricionales	60,1%
Lactancia materna exclusiva	Probabilidad de haber recibido al menos 6 meses de lactancia materna exclusiva	72,1%
Talla para la edad (Puntaje Z)	Promedio del puntaje Z de talla para la edad	-0,97 DE
Prevalencia de desnutrición crónica	Probabilidad de puntaje Z de talla para la edad por debajo de 2 desviaciones estándar de la población de referencia	18,1%
Prevalencia de anemia (media, moderada o severa)	Probabilidad de hemoglobina por debajo del punto de corte según rango de edad	60,0%

Fuente: ESNUT 2012.

5.3 Las submuestras de evaluación

5.3.1 Muestra de evaluación para Método de Efectos Fijos

La base de datos que se utiliza para la evaluación del BJA cuenta con información de la composición del hogar y de utilización de servicios de salud para todos los niños menores de 5 años al momento de la encuesta. Para la aplicación del modelo de efectos fijos se construye una submuestra de madres que tienen al menos dos hijos menores de 5 años viviendo en el hogar. En algunos casos todos ellos pueden ser elegibles, no elegibles, o una combinación, según la edad de la niña o niño y las reglas de elegibilidad que, al momento de iniciarse las inscripciones el 11 de mayo de 2009, establecían que solamente niños menores de 12 meses podían participar en el programa. Así, la identificación del impacto proviene de la variación en el tratamiento entre niños de una misma madre.

Para el caso del análisis de impacto en resultados asociados al periodo prenatal y al parto, se toma una muestra similar de madres con al menos dos embarazos. Se excluye de la muestra a los niños que al momento de la encuesta estaban cubiertos por el sistema de seguridad social o un seguro de salud privado⁹. También se excluye a los niños que al momento de la encuesta no estaban vivos ya que no se cuenta con información completa sobre estos niños.

La Tabla 5.6A y la Tabla 5.6B describen las submuestras de evaluación y presentan estadísticas descriptivas de las características de los embarazos y niños inscritos (grupo de tratamiento) y no inscritos al programa (grupo de control), respectivamente, tomando en cuenta indicadores a nivel individual, de la madre y del hogar. Las columnas 1 y 2 presentan las características de la población inscrita y no inscrita, respectivamente, de la submuestra de análisis. La columna 3 presenta las características de la población incluida en la muestra

9. Desafortunadamente, no se cuenta con información retrospectiva de la situación de aseguramiento de cada persona, por tanto, se utiliza la situación de aseguramiento actual como variable aproximada del aseguramiento pasado. La inclusión de niños con cobertura de seguridad social en la muestra de estimación podría potencialmente sesgar para abajo las estimaciones de impacto al mejorar los resultados de salud en el grupo de comparación.

de análisis y la columna 4 la población restante de la muestra, no incluida en el análisis. Se presentan estas últimas comparaciones con el propósito de asesorar la extrapolación de resultados hacia la población no incluida en el análisis. Observamos para la mayoría de las variables características de personas/hogares inscritos y no-inscritos en la submuestra de efectos fijos no son significativamente diferentes (valor p menor de 0,1) para el caso de embarazos, con algunas excepciones importantes como la educación de la madre y etnicidad. Sin embargo, en la base de niños las diferencias tienden a mostrar que los hogares inscritos tienen madres más jóvenes, con mayor educación, menor proporción de reconocimiento con alguna etnia indígena, mayor consumo per cápita, y mayor cercanía a establecimientos de salud. Si bien todas estas características se controlan con los efectos fijos a nivel de madre, en el caso de la submuestra de análisis para resultados de los niños, las diferencias en la composición entre hogares inscritos y no inscritos puede ser importante para la interpretación final de los resultados de impacto.

**Tabla 5.6A: Estadísticas Descriptivas
Submuestra Efectos Fijos para indicadores del embarazo y el parto**

Variable	Muestra				Resto Muestra (4)	Diferencia (valor-p) (3) - (4)
	Submuestra Efectos Fijos			Total Hogares (3)		
	Hogares Inscritos (1)	Hogares No Inscritos (2)	Diferencia (valor-p) (1) - (2)			
Panel A: Embarazos elegibles						
Edad de la madre	27,575	27.524	0,900	27,673	27,554	0,637
Educación de la madre (en años)	7,667	8,492	0,002	9,327	8,010	0,000
Madre indígena	0,470	0,526	0,044	0,418	0,493	0,000
Nº de hijos	3,436	3,236	0,087	2,237	3,353	0,000
Participación laboral de la madre	0,394	0,401	0,838	0,480	0,397	0,000
Tamaño del hogar	5,647	5,550	0,391	4,901	5,607	0,000
Sexo jefe de hogar (mujer=1)	0,090	0,082	0,667	0,145	0,087	0,000
Consumo del hogar per cápita	579,160	546,138	0,307	708,866	565,417	0,000
Índice de riqueza	0,447	0,491	0,749	1,215	0,466	0,000
Distancia al Est. de Salud (en Km.)	3,037	2,769	0,285	2,318	2,925	0,000
N embarazos	1.246	4.272		5.518	4.598	

Notas: Las medias reportadas con pesos muestrales. Indígena es igual a 1 si la persona reporta pertenecer a un pueblo indígena (para niños según reporte del informante clave). P-valores iguales o menores a 0,05 indican diferencias de media significativas entre inscritos y no inscritos a un nivel de confianza de 95%.

**Tabla 5.6B: Estadísticas Descriptivas
Submuestra Efectos Fijos para indicadores de niños**

Variable	Muestra					
	Submuestra Efectos Fijos			Total Hogares (3)	Resto Muestra (4)	Diferencia (valor-p) (3) - (4)
	Hogares Inscritos (1)	Hogares No Inscritos (2)	Diferencia (valor-p) (1) - (2)			
Sexo (niña=1)	0,483	0,533	0,032	0,49	0,51	0,610
Edad de la madre	26,921	28,062	0,006	27,67	27,55	0,761
Educación de la madre (en años)	8,185	7,870	0,245	9,33	8,01	0,000
Madre indígena	0,378	0,586	0,000	0,42	0,49	0,000
Nº de hijos	3,156	3,511	0,002	2,24	3,35	0,000
Participación laboral de la madre	0,365	0,423	0,046	0,48	0,40	0,261
Tamaño del hogar	5,506	5,687	0,151	4,90	5,61	0,000
Sexo jefe de hogar (mujer=1)	0,097	0,078	0,272	0,15	0,09	0,000
Consumo del hogar per cápita	662,670	487,287	0,000	708,87	565,42	0,000
Índice de riqueza	0,875	0,136	0,000	1,22	0,47	0,000
Distancia al Est. de Salud (en Km.)	2,594	3,191	0,049	2,32	2,93	0,268
<i>N niños</i>	2.403	3.114		5.517	4.598	

Notas: Las medias reportadas con pesos muestrales. Indígena es igual a 1 si la persona reporta pertenecer a un pueblo indígena (para niños según reporte del informante clave). P-valores iguales o menores a 0,05 indican diferencias de media significativas entre inscritos y no inscritos a un nivel de confianza de 95%.

5.3.2 Muestra de evaluación para el método de Regresión Discontinua

Para la aplicación del método de regresión discontinua se toma ventaja de la regla general de operación que determina que la inscripción al programa se restringe a niñas y niños que al momento de inscribirse cuentan con menos de 12 meses de edad. Todos aquellos niños mayores a este corte no son elegibles. La idea principal en la evaluación mediante RD es la comparación entre aquellos niños con la edad justa para ser elegibles y aquellos con la edad justa para no ser elegibles.

En primer lugar se selecciona a los niños que al momento de la encuesta tienen más de 2 años de edad y cuyas madres no tienen cobertura de la seguridad social. Dado que el punto de corte está normalizado en 0 cuando el niño tiene justo 12 meses de edad al inicio del programa, aquellos niños a la izquierda de este punto son no elegibles y a la derecha son niños elegibles. Así, esta metodología compara niños menores de un año con niños de un año

o más al momento del inicio del programa. Por esta razón, la metodología RD sólo permite medir el impacto del programa en el número de controles integrales de salud de los niños realizados entre los 12 meses y los 2 años, periodo en el cual el programa pudo haber tenido un impacto en la utilización de estos servicios.

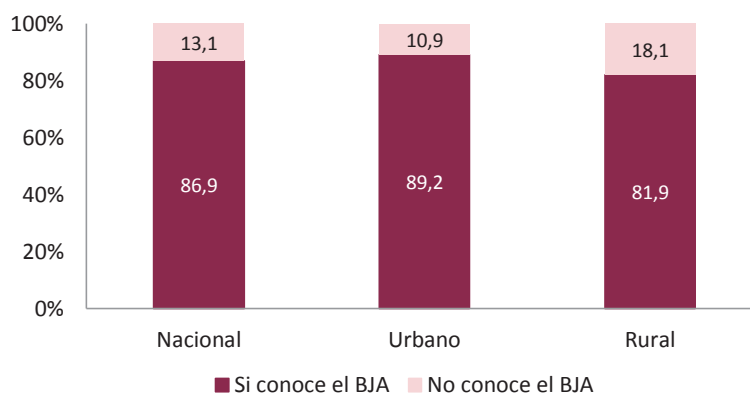
Resultados de Participación

6. Resultados de participación en el BJA

6.1 Conocimiento del BJA

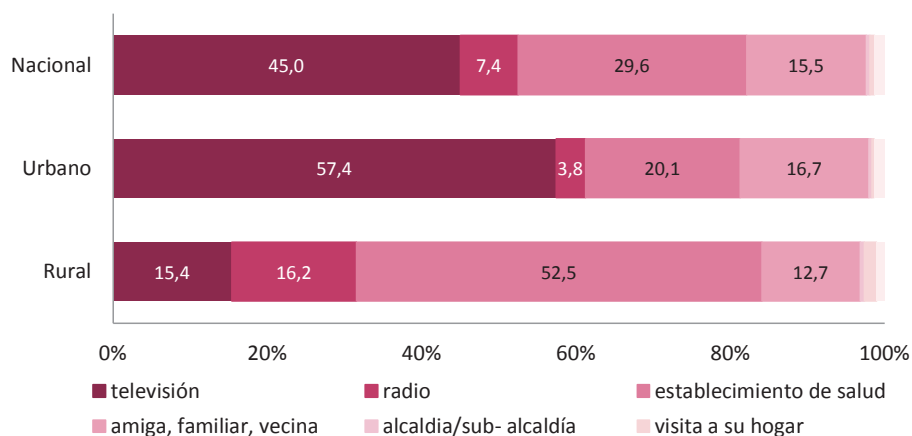
En promedio, el 87% de las mujeres entre 14 y 49 años ha escuchado hablar del programa Bono Juana Azurduy. El porcentaje de mujeres que no conoce el programa es mayor en áreas rurales (18%) que en áreas urbanas (11%), pero en ambos casos este porcentaje es relativamente bajo.

Figura 6.1: Conocimiento del Bono Juana Azurduy en mujeres de 14 a 49 años



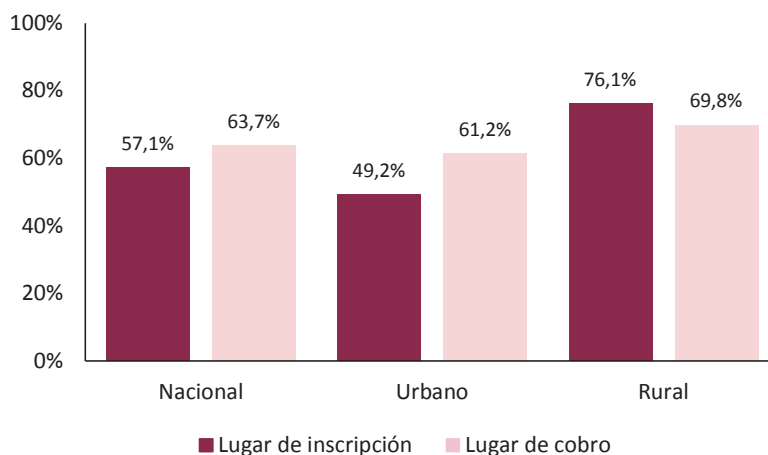
Fuente: Encuesta de Evaluación de Salud y Nutrición 2012.

Del total de mujeres que ha escuchado hablar del programa, el 45% se enteró de éste a través de información recibida por la televisión. Existe una clara diferencia respecto a la forma de comunicación más efectiva entre área urbana y rural. En el ámbito urbano, casi 6 de cada 10 mujeres conoció el programa a través de la televisión, mientras que en el ámbito rural el principal medio para conocer el programa fue la información recibida directamente en los establecimientos de salud (52,5%).

Figura 6.2: ¿Por qué medio se ha enterado del Bono Juana Azurduy?

Fuente: Encuesta de Evaluación de Salud y Nutrición 2012.

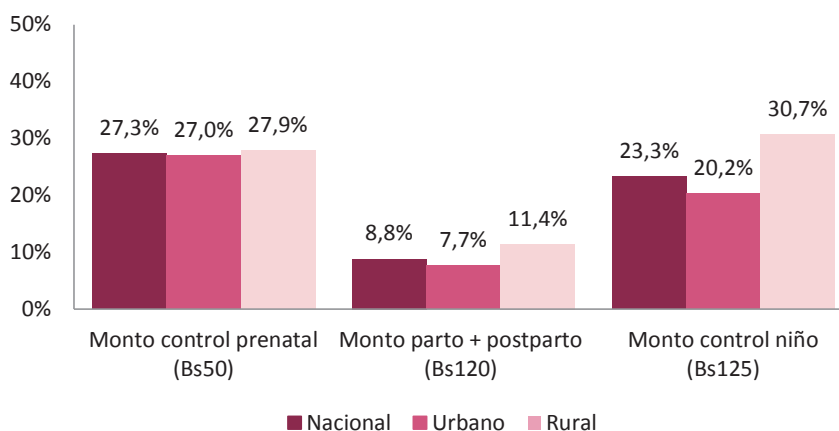
Con el propósito de evaluar el grado de conocimiento que existe sobre el BJA, la encuesta indagó acerca del lugar de inscripción y el lugar de cobro de los beneficios. A nivel nacional, del total de mujeres que reportaron conocer el BJA, el 57% identificó correctamente al establecimiento de salud como el lugar de inscripción del programa y el 64% identificó correctamente a la entidad financiera como el lugar de cobro de los beneficios. Resalta que, en ambos casos, existe mayor conocimiento del programa entre las mujeres del área rural que de la urbana, especialmente en lo que respecta al lugar de inscripción (Figura 6.3).

Figura 6.3: Conocimiento correcto del lugar de inscripción y lugar de cobro del BJA

Fuente: Encuesta de Evaluación de Salud y Nutrición 2012.

Respecto al conocimiento de los beneficios del programa, el porcentaje de mujeres entre 14 y 59 años que conoce el monto correcto de las transferencias es en general bajo. Solo 27,3% de las mujeres reportó correctamente el monto transferido por cada control prenatal, seguido de 23,3% que reportó correctamente el monto por cada control integral del niño y 8,8% el monto por el parto institucional más el primer control posparto. No hay diferencia significativa en el porcentaje de mujeres que reporta correctamente el monto del bono por controles prenatales entre áreas urbanas y rurales, mientras que para el monto del bono por parto institucional más control posparto y por los controles integrales de salud de los niños, el porcentaje de conocimiento es mayor en zonas rurales.

Figura 6.4: Conocimiento correcto del monto de los beneficios del BJA



Fuente: Encuesta de Evaluación de Salud y Nutrición 2012.

6.2 Coberturas de Participación en el BJA

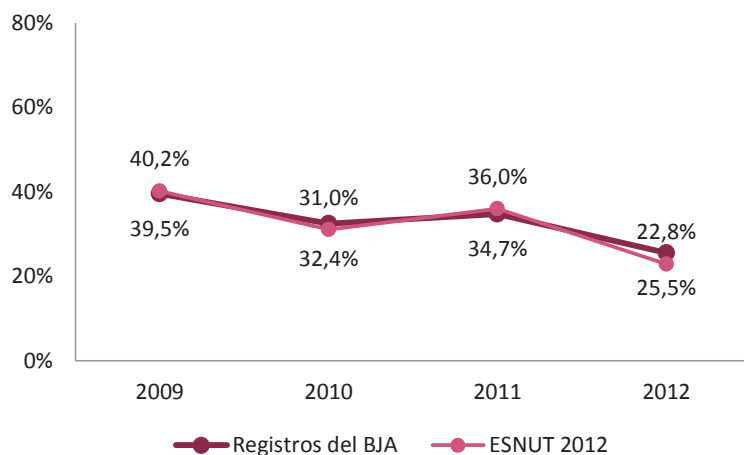
La Figura 6.5 y Figura 6.6 muestran la evolución de las coberturas de participación en el BJA, medidas por las tasas de inscripción de mujeres embarazadas y niños menores de 1 año. En cada caso, las tasas de inscripción son presentadas tanto en base a información de los registros administrativos del programa (líneas oscuras) como de la información de inscripción reportada en la ESNUT 2012 (líneas claras). Independientemente de la fuente de información, las tasas de inscripción por año de mujeres embarazadas son muy similares y muestran una tasa promedio para el periodo 2009-2012 de alrededor de 33%. Esta cifra implica que dos tercios de la población elegible al programa deciden no participar por diversas razones que se exploran en las secciones siguientes. Además del bajo nivel de cobertura promedio, los datos muestran una tendencia decreciente de las inscripciones en el tiempo que podría reflejar

cierto desgaste en la participación y plantear desafíos operativos importantes para lograr mejoras en las coberturas del programa.

En el caso de la participación de niños, si bien las tasas de inscripción en base a registros y a la encuesta muestran tendencias similares, las tasas obtenidas de la ESNUT son más elevadas que las obtenidas de los registros, observándose una brecha de cerca de 5 puntos porcentuales a lo largo del periodo. Una posible explicación es el sub-reporte de inscripciones en los registros administrativos, ya sea por demoras en el cargado al sistema informático de los formularios de inscripción que son llenados de forma manual por los médicos comunitarios, o por la existencia de formularios “pendientes” de ser ingresados al sistema por falta de alguna documentación requerida. Esta hipótesis no explica, sin embargo, por qué las diferencias son solo evidentes en los registros de niños y no de mujeres embarazadas. Otra posibilidad que podría explicar las divergencias es que las madres hayan reportado en la encuesta la inscripción del niño cuando en realidad se referían a la inscripción del embarazo, sobreestimado la inscripción de los niños al programa¹⁰. Finalmente, una tercera explicación más plausible tiene que ver con la desactualización de las estimaciones de niños nacidos vivos utilizadas como denominadores para la construcción de las tasas de inscripción basadas en registros administrativos. Hay evidencia que sugiere que estas proyecciones basadas en el Censo del año 2001 podrían estar sobredimensionadas.

Más allá de las divergencias mencionadas, la tasa de inscripción de niños y niñas ha estado en promedio en todo el periodo alrededor de 50% y ha mantenido una tendencia estable. Al igual que en el caso de mujeres embarazadas, esta cifra indica que existe una importante fracción de población elegible que no participa del programa, aunque en el caso de niños, el nivel de participación es mayor y no se evidencia una clara disminución en la participación en el tiempo, posiblemente en respuesta al mayor incentivo monetario asociado a los controles integrales de salud de los niños respecto al control del embarazo.

10. Cabe resaltar que la inscripción de la mujer embarazada para recibir los beneficios durante el periodo de gestación es independiente de la posterior inscripción del recién nacido para recibir los beneficios hasta los dos años de edad.

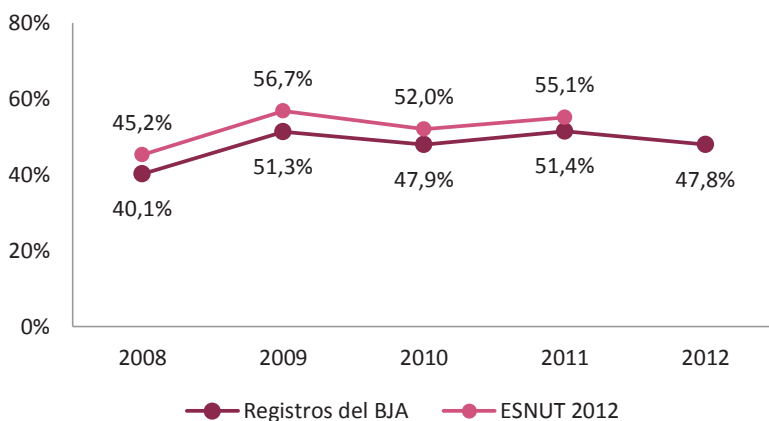
Figura 6.5: Tasas de inscripción de embarazos, según año de embarazo

Fuente: Registros administrativos del BJA y Encuesta de Evaluación de Salud y Nutrición 2012.

Nota: Para la tasa según Registros del BJA se utiliza registros de inscripciones del BJA (numerador) y proyecciones de embarazos esperados del Ministerio de Salud e INE (denominador). El denominador se ajusta para descontar población no elegible al programa.

Figura 6.6: Tasas de inscripción de niños(as), según año de nacimiento

(Se restringe a mayores de 12 meses al momento de la encuesta)

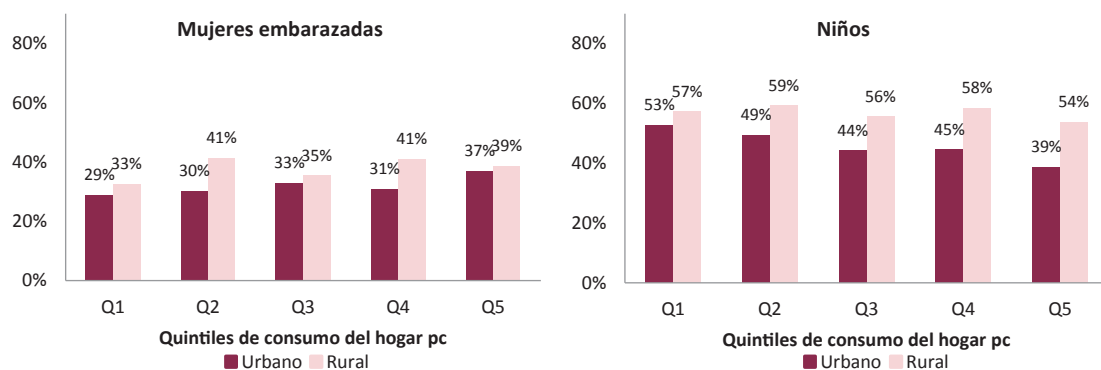


Fuente: Registros administrativos del BJA y Encuesta de Evaluación de Salud y Nutrición 2012.

Nota: Para la tasa según Registros del BJA se utiliza registros de inscripciones del BJA (numerador) y proyecciones de población de nacidos vivos del Ministerio de Salud e INE (denominador). El denominador se ajusta por un factor para descontar población no elegible al programa.

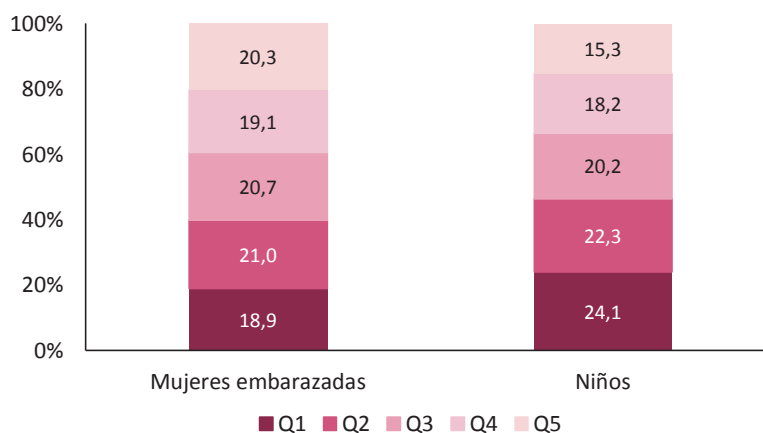
La Figura 6.7 muestra la tasa de inscripción al programa de acuerdo al perfil socioeconómico de los participantes. Para este análisis el perfil socioeconómico se mide por el nivel de consumo del hogar per cápita categorizado en quintiles de consumo. Resalta que tanto en áreas urbanas como rurales las tasas de inscripción no varían considerablemente entre grupos socioeconómicos, excepto para la tasa de inscripción de niños en área urbana donde se observa una diferencia de 14 puntos entre la tasa de inscripción del quintil más pobre (Q1) y el quintil más rico (Q5), aunque con poca diferencia en los quintiles intermedios.

Figura 6.7: Tasas de Inscripción por perfil socioeconómico



Fuente: Encuesta de Evaluación de Salud y Nutrición 2012.

Por otra parte, la Figura 6.8 presenta la distribución de la población inscrita al BJA por quintil de consumo del hogar. Esta información es indicativa del grado de focalización del programa en poblaciones más pobres o de mayor vulnerabilidad económica. Las cifras muestran que los participantes del programa provienen en proporciones muy similares de diferentes estratos socioeconómicos, sobre todo en el caso de las mujeres embarazadas. En el caso de las niñas y niños, se observa que casi un cuarto de los inscritos (24%) proviene del 20% más pobre de la población; sin embargo, persiste un porcentaje importante de inscritos que pertenecen a los quintiles socioeconómicos más elevados.

Figura 6.8: Distribución de inscritos por perfil socioeconómico

Fuente: Encuesta de Evaluación de Salud y Nutrición 2012.

Por último, en la Tabla 6.1 se presenta el monto máximo de la transferencia del BJA (Bs1.820) en relación al consumo total del hogar para diferentes grupos socioeconómico. Mientras que en el quintil más pobre la transferencia máxima del programa representa 4,8% del consumo del hogar, ésta representa solo el 0,9% del consumo del hogar en el quintil menos pobre.

Tabla 6.1: Relación de las transferencias del BJA y el consumo del hogar por Perfil Socioeconómico

Quintil de consumo del hogar pc	Consumo per cápita del hogar mensual	Consumo total del hogar mensual	Consumo total en 33 meses	Transferencia como % del consumo total
Quintil 1 (20% más pobre)	192	1.139	37.584	4,8%
Quintil 2	373	2.006	66.195	2,7%
Quintil 3	539	2.701	89.122	2,0%
Quintil 4	762	3.519	116.112	1,6%
Quintil 5 (20% menos pobre)	1557	6.463	213.267	0,9%
Total	740,1	3.381	111.571	1,6%

Fuente: Encuesta de Evaluación de Salud y Nutrición 2012.

Nota: El cálculo de la transferencia del BJA como porcentaje del consumo total en el periodo máximo de exposición al programa asume una mujer embarazada más un niño o niña beneficiario por hogar (Bs1.820).

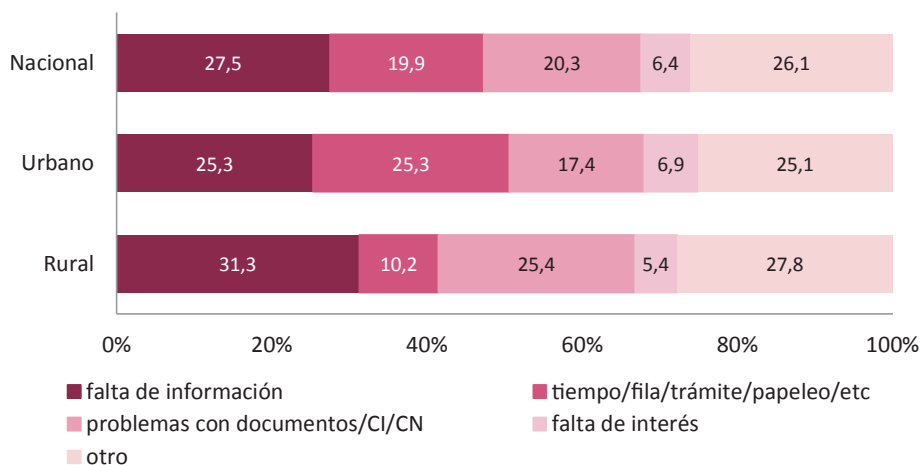
6.3 Barreras de Participación

La sección anterior presenta las coberturas del programa, tanto para mujeres embarazadas como para niños y niñas menores de 1 año, evidenciando que en ambos casos los niveles de participación en el BJA han sido relativamente modestos en sus cinco años de implementación. Con el propósito de indagar sobre las posibles causas que explican estos resultados, la ESNUT 2012 contiene una serie de preguntas relacionadas a las barreras de participación y a los factores que según el autoreporte de las entrevistadas han podido afectar los principales procesos operativos del programa, incluyendo la inscripción, el cumplimiento de las corresponsabilidades en salud y el cobro de los beneficios.

6.3.1 Barreras de Participación de las Mujeres en el BJA

Los datos de la ESNUT 2012 revelan que el 27,5% de las mujeres entre 14 y 49 años en etapa de gestación no se inscriben al Bono Juana Azurduy por razones de falta de información, siendo este porcentaje mayor en el área rural (31,3%) que en el área urbana (25,3%). Otras razones importante para la no inscripción son la percepción de largas filas, trámites y papeleo para la inscripción, en particular en el ámbito urbano, y los problemas con la documentación requerida para la inscripción (carnet de identidad), en especial en el ámbito rural (Figura 6.9).

Figura 6.9: Razones de no inscripción de las mujeres embarazadas al BJA

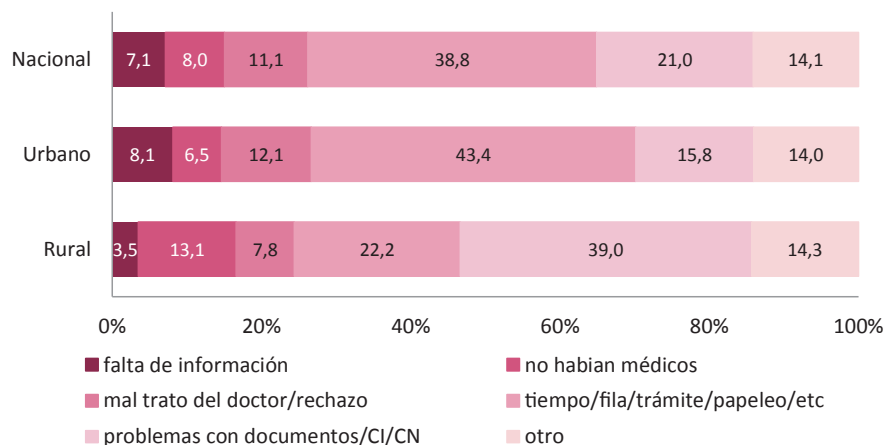


Fuente: Encuesta de Evaluación de Salud y Nutrición 2012.

Entre las mujeres inscritas, en promedio el 16,2% reporta haber tenido alguna dificultad durante la inscripción, siendo el porcentaje más alto en área urbana (20,5%) que en área rural (9,6%). Indagando el tipo de dificultad, la dificultad más importante a nivel nacional fue

el tiempo de espera, filas, trámites y papeleos necesarios para la inscripción (38,8%). Esta dificultad fue también la más relevante en el ámbito urbano (43%), mientras que en el área rural la dificultad más importante fueron los problemas con la documentación solicitada para la inscripción, en particular el carnet de identidad (39%), seguido del tiempo, filas, trámites y papeleos (22,2%) (Figura 6.10).

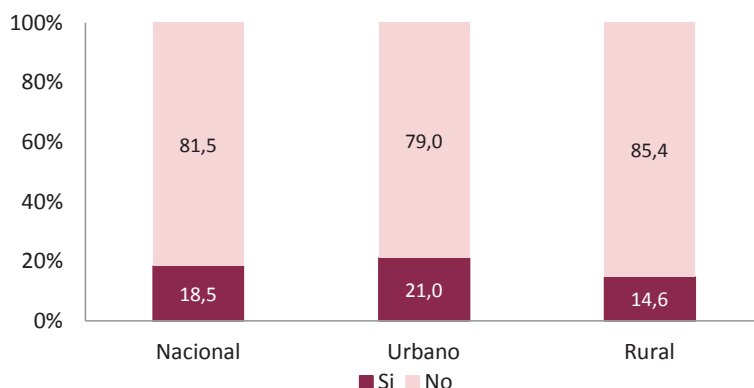
Figura 6.10: Mayores dificultades en la inscripción de la mujer embarazada al BJA



Fuente: Encuesta de Evaluación de Salud y Nutrición 2012.

Respecto al cumplimiento de las corresponsabilidades en salud, la Figura 6.11 muestra que a nivel nacional, el 18,5% de las mujeres embarazadas inscritas dejaron de hacerse los controles de salud que les correspondían según el esquema establecido por el programa. Se destaca también que la interrupción en el cumplimiento de los controles fue mayor en el ámbito urbano que rural.

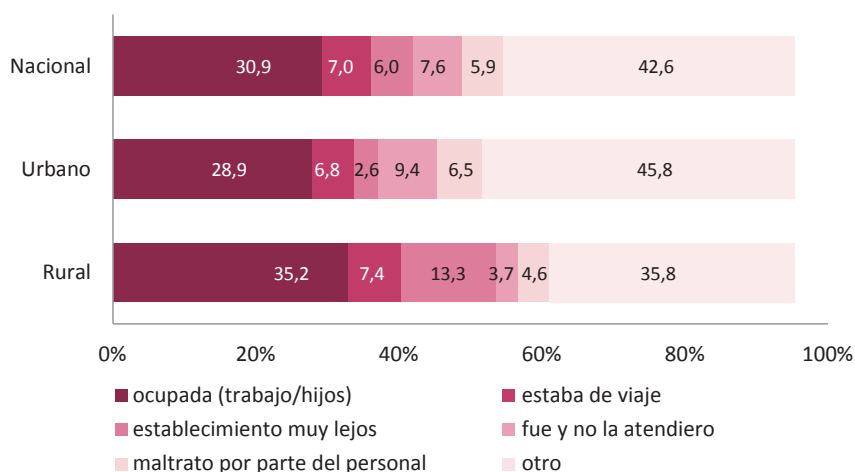
Figura 6.11: ¿En algún momento dejó de hacerse los controles de salud que le correspondían?



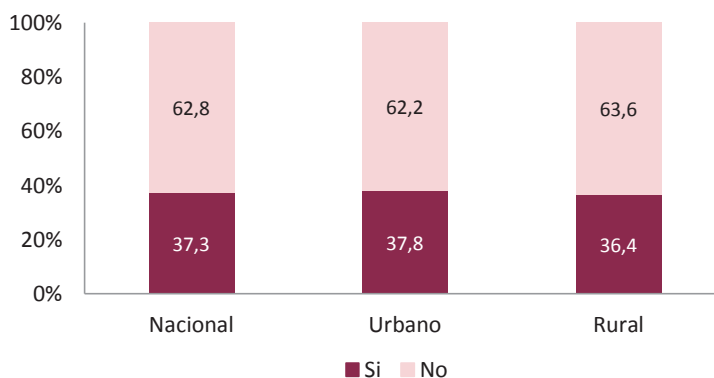
Fuente: Encuesta de Evaluación de Salud y Nutrición 2012.

Las razones para dejar de realizar los controles de salud son diversas; sin embargo, tanto en área urbana como rural, la razón más mencionada fue el estar ocupada, incluyendo el trabajo y el cuidado de los hijos. Resalta también que a en el área urbana, casi el 16% de las mujeres que dejó de hacerse los controles lo hicieron por factores asociados a la baja calidad en la oferta de los servicios, ya sea por ausencia o maltrato del personal de salud. En el área rural, por su parte, el factor reportado más importante, después de falta de tiempo, fue la distancia al establecimiento de salud (13,3%).

Además del porcentaje de mujeres que no completa el total de los controles de salud establecidos por el BJA, el 63% de las mujeres participantes reportaron no haber cobrado el total de los controles de salud cumplidos (Figura 6.13). Este porcentaje no varía sustancialmente entre área urbana y rural, y refleja altos costos de oportunidad para el cobro que no son compensados con el monto mismo de la transferencia. En este sentido, el programa deberá trabajar en mejoras operativas a nivel nacional que permitan reducir estos costos de oportunidad y mejorar el acceso a los beneficios del programa.

Figura 6.12: ¿Por qué no se realizó estos controles?

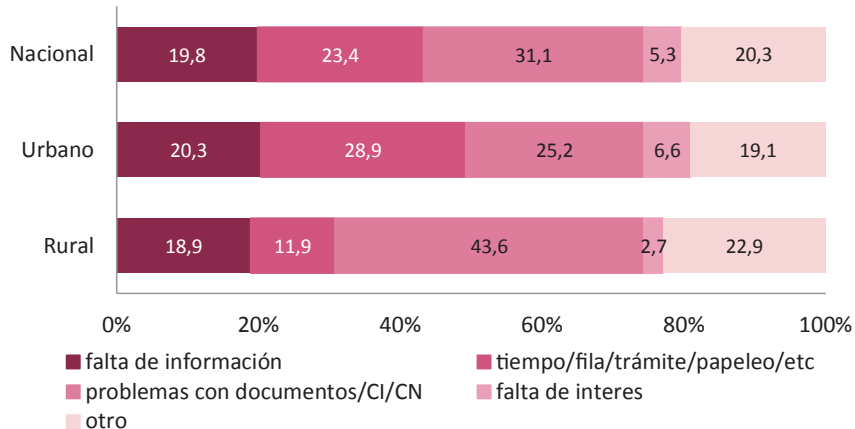
Fuente: Encuesta de Evaluación de Salud y Nutrición 2012.

Figura 6.13: ¿Cobró todos los controles de salud realizados?

Fuente: Encuesta de Evaluación de Salud y Nutrición 2012.

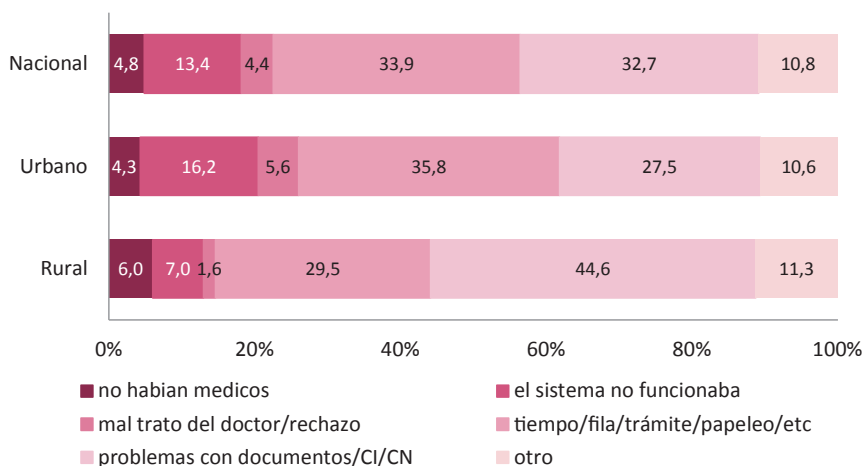
6.3.2 Barreras de Participación de los Niños en el BJA

Según el reporte de la madre, las principales razones que explican la baja inscripción de los niños y niñas al BJA son los problemas con la documentación exigida, la percepción sobre el tiempo, las filas y los trámites asociados a la inscripción y la falta de información. La relevancia de estas razones varía según área de residencia. Mientras que en el área urbana el tiempo y los trámites relacionados a la inscripción son la razón más relevante (28,9%), en el área rural el factor más importante son los problemas con la documentación requerida para la inscripción (43,6%), en particular el Certificado de Nacimiento del niño(a) y el Carnet de Identidad de la titular de pago (Figura 6.14).

Figura 6.14: Razones de no inscripción de niños(as) al BJA

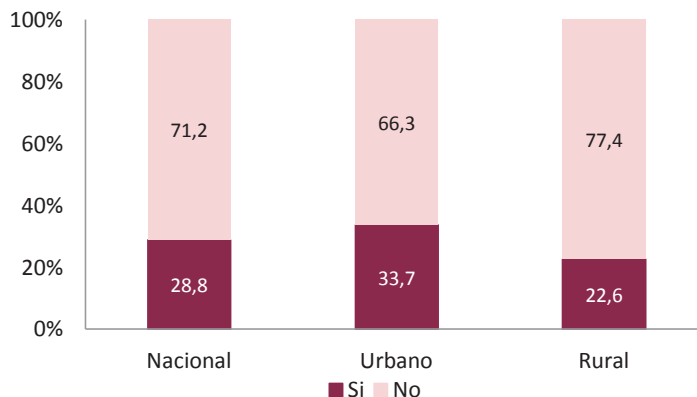
Fuente: Encuesta de Evaluación de Salud y Nutrición 2012.

Del total de niños y niñas inscritos, el 16,7% de sus madres reportó haber tenido alguna dificultad en el proceso de inscripción al programa, siendo este porcentaje mayor en el área urbana que rural (21% versus 11,3%, respectivamente). Las dificultades más importantes en el área urbana fueron el tiempo y los trámites requeridos (35,8%), seguido de problemas con la documentación requerida (27,5%). En el área rural, estas dificultades se invirtieron, siendo la más relevante los problemas con la documentación (44,6%), seguido del tiempo y los trámites asociados a la inscripción (29,5%) (Figura 6.15). En comparación a las dificultades reportadas para la inscripción de mujeres embarazadas, la dificultad referida a la documentación cobra mayor relevancia para la inscripción de los niños y niñas, ya que además del carnet de identidad de la madre o titular de pago se solicita el certificado de nacimiento del niño o niña.

Figura 6.15: Mayores dificultades para la inscripción del niño(a) al BJA

Fuente: Encuesta de Evaluación de Salud y Nutrición 2012.

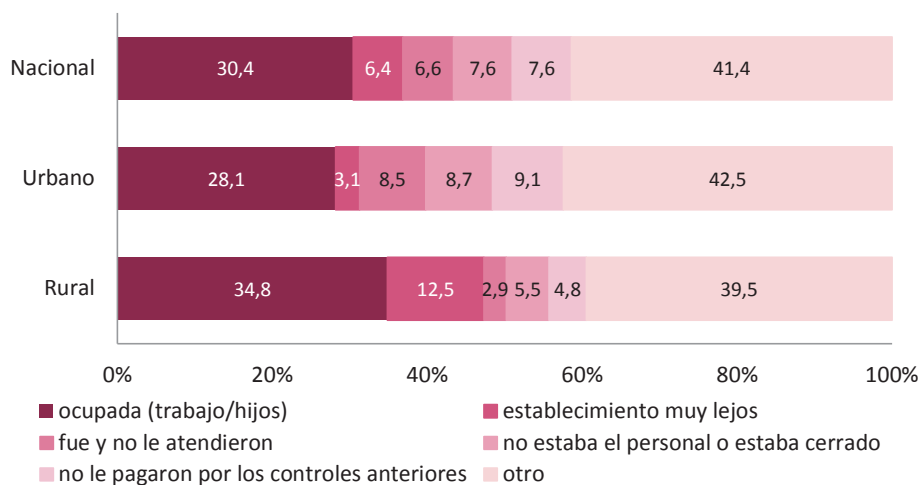
Para recibir los beneficios del BJA los niños(as) deben asistir a los controles integrales de salud bimensuales definidos por el programa. Dado que los pagos son independientes por cada control de salud cumplido, es posible que los participantes no cumplan con todos los controles. En efecto, la ESNUT 2012 muestra que el 29% de los niños inscritos dejaron de asistir a alguno de sus controles de salud correspondientes. Al igual que para la mujer embarazada, el incumplimiento es mayor en el área urbana que rural.

Figura 6.16: ¿En algún momento dejó de llevarle a los controles que le correspondían?

Fuente: Encuesta de Evaluación de Salud y Nutrición 2012.

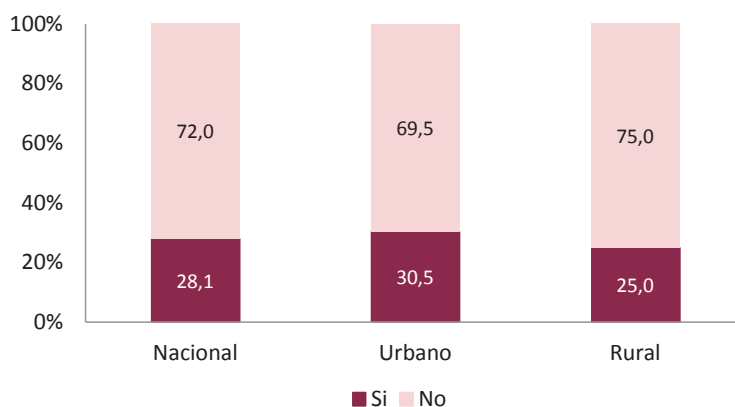
La razón principal por la que la madre no pudo cumplir con los controles integrales de salud de la niña o niño fue el estar ocupada, incluyendo actividades laborales o el cuidado de los hijos (Figura 6.17). Otro factor también relevante en el área rural fue la distancia al establecimiento de salud, y en el área urbana la falta de pago por controles anteriores y la falta de atención en el establecimiento de salud (establecimiento cerrado o ausencia del personal).

Figura 6.17: ¿Por qué no se realizó estos controles?



Fuente: Encuesta de Evaluación de Salud y Nutrición 2012.

Por otra parte, el 72% de las madres reportó no haber cobrado todos los controles integrales de salud realizados a los niños participantes. Algunas de las razones más frecuentes de ello fueron el tiempo requerido para llegar a una institución financiera, la falta de información sobre la habilitación de los pagos, y problemas administrativos como la documentación del titular de pago, entre otros.

Figura 6.18: ¿Cobró todos los controles de salud realizados al niño(a)?

Fuente: Encuesta de Evaluación de Salud y Nutrición 2012.

La Tabla 6.2 presenta un resumen con los principales indicadores de participación del BJA. En promedio, las mujeres embarazadas se inscriben pasado el cuarto mes de embarazo (4,5). En el caso de los niños, la edad de inscripción promedio es a los 3,5 meses. Esto implica que las mujeres embarazadas pierden, en promedio, un control prenatal pagado por el BJA y 2 controles integrales de salud del niño debido a la captura tardía. En total, el número promedio de controles prenatales realizados con el programa es 2,9 de un máximo de 4, mientras que el número promedio de controles integrales de salud realizados por los niños es de solo 6,6 de un máximo de 12.

Existe una brecha significativa entre el porcentaje de mujeres y niños que se inscriben al programa y el porcentaje que efectivamente percibe los beneficios monetarios. Sólo el 60% de las mujeres inscritas realizó algún cobro; en el caso de los niños este porcentaje es muy similar, 65,4%. De los 2,9 controles prenatales realizados, en promedio se cobran 2,3, mientras que para los niños, de los 6,6 controles realizados en promedio por niño, solo 4,1 son cobrados. Estos resultados indican debilidades en los procesos operativos relacionados al monitoreo del cumplimiento de responsabilidades y al pago.

Tabla 6.2: Resumen de características de participación en el BJA

Indicador	Nacional	Urbano	Rural
Mujeres embarazadas:			
% de mujeres en edad fértil que conoce el BJA	86,9	89,1	81,9
% de mujeres que ha tenido un hijo en los últimos 5 años y conoce el BJA	93,4	94,5	91,0
% de embarazos inscritos en el BJA	34,0	32,6	36,3
Mes de embarazo promedio al momento de la inscripción	4,5	4,2	4,8
% de embarazos inscritos por los que se realizó al menos un cobro	61,2	63,0	58,7
Número promedio de controles prenatales realizados con el BJA	2,9	2,9	3,1
Número promedio de controles prenatales cobrados	2,3	2,4	2,1
% de mujeres que reporta dificultad en la inscripción al BJA	16,2	20,9	9,4
% de mujeres que reporta dificultad en el cobro	16,6	20,6	10,4
Niñas y niños:			
% de niños inscritos en el BJA	49,5	44,5	57,3
Edad promedio de inscripción en meses	3,5	3,6	3,4
% de niños inscritos por los que se realizó al menos un cobro	66,2	68,4	63,4
Número promedio de controles de crecimiento realizados con el BJA	6,6	6,2	7,1
Número promedio de controles de crecimiento cobrados	4,1	4,3	3,8
% que reporta dificultad en la inscripción del niño	16,3	20,4	11,3
% que reporta dificultad en el cobro	18,9	24,4	11,5

Fuente: Encuesta de Evaluación de Salud y Nutrición 2012.

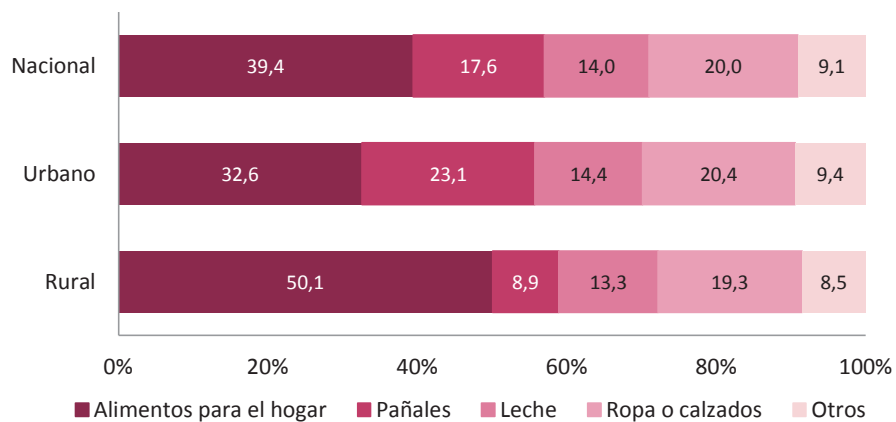
6.4 Uso de las transferencias monetarias

El objetivo fundamental de las transferencias monetarias condicionadas en un programa como el BJA es motivar el cambio de comportamiento para incrementar la utilización de los servicios de salud materno infantil. Sin embargo, además de evaluar el programa en términos del cumplimiento de este objetivo, resulta también interesante indagar sobre el uso que dan las familias a los recursos transferidos. Mayores ingresos no laborales afectan la restricción presupuestaria del hogar, pudiendo derivar en un incremento de la demanda de ciertos productos básicos, y potencialmente generando efectos positivos indirectos, por ejemplo, en la nutrición de los miembros del hogar, si los recursos adicionales se utilizan para el consumo de alimentos. Si bien este estudio no presenta un análisis específico de estos posibles impactos indirectos, principalmente debido a la falta de una estrategia clara de identificación, la ESNUT 2012 contiene preguntas sobre el uso principal de los recursos recibidos por el cumplimiento

de los controles de salud, diferenciando los controles prenatales y los controles integrales de salud del niño. Esta información es referencial ya que se trata de información auto-reportada.

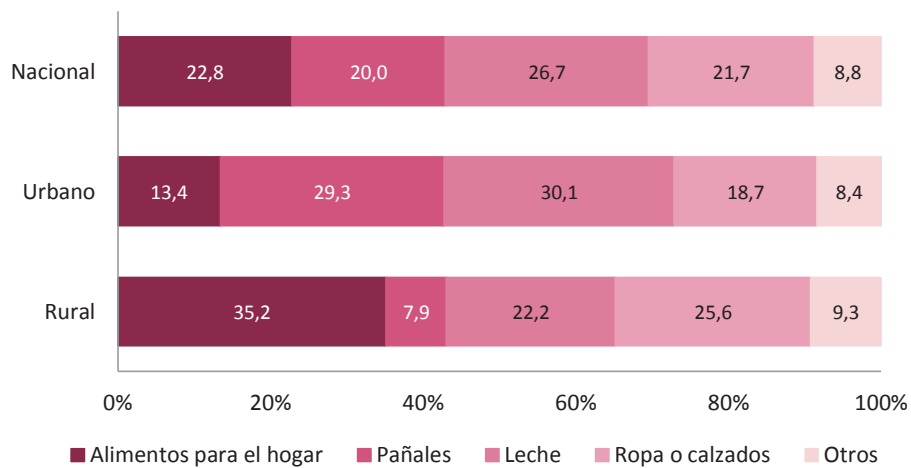
Según el reporte de las madres, los pagos del BJA por concepto de controles prenatales se utilizaron principalmente en la compra de alimentos, pañales, leche y ropa o calzados. Estos bienes fueron los más mencionados a nivel nacional, sin embargo, su importancia varía entre áreas urbana y rural. En el área rural, la mitad de las madres reportaron haber gastado principalmente el dinero del BJA en la compra de alimentos (50,1%), seguido de ropa o calzados (19,3%). En el área urbana, el 32,6% de las mujeres reportaron que el principal uso del bono fue alimentos para el hogar, mientras que el 23,1% lo utilizó principalmente en la compra de pañales y 20,4% en ropa o calzados (Figura 6.19).

Figura 6.19: Uso de las transferencias monetarias por controles prenatales



Fuente: Encuesta de Evaluación de Salud y Nutrición 2012.

Los pagos por controles integrales de salud de los niños en el área rural se utilizaron principalmente, según el auto-reporte, en alimentos para el hogar (35,2%), ropa o calzados (25,6%) y leche (22,2%), mientras que en el área urbana los principales productos adquiridos con estos recursos fueron leche (30,1%) y pañales (29,3%). En comparación con el destino de los recursos de BJA por controles de embarazo, los recursos obtenidos por los controles del niño parecen estar más orientados a productos que benefician directamente a los niños en el hogar.

Figura 6.20: Uso de las transferencias monetarias por CIS del niño(a)

Fuente: Encuesta de Evaluación de Salud y Nutrición 2012.

Resultados de Impacto

7. Impactos del BJA en salud materna y del recién nacido

La efectividad del programa es analizada utilizando las metodologías descritas en la Sección 4. Además de contar con propiedades metodológicas deseables, la estrategia de análisis con mayor alcance, en términos de su aplicabilidad en diferentes variables de resultado, es la de efectos fijos, la cual se toma como punto de referencia y se complementa, en algunos casos, con los resultados obtenidos de la metodología de regresión discontinua.

Es importante tomar en cuenta que los estimados de impacto corresponden a diferentes subpoblaciones de evaluación. En el caso de efectos fijos en particular, los resultados reflejan impactos del programa sobre hogares con al menos dos niños menores de cinco años al momento de la encuesta y que no cuentan con seguridad social. Los resultados principales que se presentan en el texto del presente documento provienen del modelo de efectos fijos con el conjunto completo de controles a nivel de niño y madre. Los controles incluyen efectos fijos a nivel de madre y cohorte de nacimiento (trimestre de nacimiento), así como controles adicionales como la edad de la madre al momento del parto y características individuales del niño, incluyendo sexo y orden de nacimiento. El Anexo de resultados presenta además los resultados de efectos fijos sin controles adicionales de madre y niño y desagregado por área urbana y rural. Para resultados con subreporte en el indicador de resultado, mostramos además un modelo con corrección por la probabilidad de reporte (IPW).

7.1 Impactos en el uso de servicios de salud de mujeres embarazadas

El esquema de incentivos del BJA para la atención de la mujer embarazada se inicia con pagos por los controles prenatales y, posteriormente, por la atención institucional del parto más el primer control posparto. En esta sección se presentan los resultados del impacto del BJA sobre indicadores asociados al uso de servicios de salud materna, incluyendo la tasa de controles prenatales, el parto institucional y el primer control posparto.

La Tabla 7.1A contiene el resumen de resultados para los indicadores relacionados a la atención prenatal. En la primera columna (7.1.1) se muestra que el programa incrementó en 8

puntos porcentuales la probabilidad de la captura temprana de la mujer embarazada, definida como el cumplimiento del primer control prenatal antes de la semana 20 del embarazo. Con un promedio de 74,7% de embarazos captados antes de la semana 20 en el grupo de control, el impacto del BJA representa un efecto relativo de 10,7% en la probabilidad de captura temprana. Analizando los resultados desagregados por área urbana y rural, la Tabla 7.1.1 del Anexo muestra que este efecto no es significativo en áreas urbanas donde la captura temprana asciende a casi 80% de los embarazos en la submuestra de análisis. Por el contrario, en áreas rurales, donde solo el 68,7% de los embarazos realizan la primera visita prenatal antes de la semana 20, el efecto del programa es de 10 puntos porcentuales. Consistente con este resultado, se observa también que el BJA, en el ámbito nacional, redujo la semana promedio de gestación de la primera visita prenatal en 2,3 semanas (columna 7.1.2).

Respecto al número total de controles prenatales realizados durante un embarazo, la evidencia muestra que el programa generó 0,42 controles prenatales adicionales. Este resultado corresponde a un impacto de 8,2% respecto al promedio de 5 controles en el grupo de control. Al analizar la probabilidad de cumplir con al menos 4 controles prenatales (columna 7.1.5), el estudio encuentra un efecto positivo y significativo del BJA de 10,3 puntos porcentuales que representa un impacto relativo de 14% respecto al grupo de control. En el Anexo se muestra adicionalmente que el impacto del programa sobre la probabilidad de 4 controles prenatales es significativo tanto en áreas urbanas como rurales.

Otro indicador clave de uso de servicios de salud materna es la tasa de parto asistido por personal de salud calificado, denominado parto institucional. El estudio estima el impacto del BJA sobre la probabilidad de tener un parto institucional y sobre la probabilidad de cumplir el primer control posparto. Dado que el incentivo monetario se otorga por el cumplimiento conjunto de ambos servicios, el estudio estima también el impacto del programa sobre la probabilidad conjunta del parto institucional y el control posparto (Tabla 7.1B). A nivel nacional los resultados no detectan un efecto positivo del programa sobre el parto institucional (columna 7.1.6) ni sobre el control posparto (columna 7.1.7) cuando se analizan de manera separada. Al desagregar los resultados por criterio geográfico, sin embargo (Anexo, Tabla 7.1.7), se evidencia un impacto positivo de 6,5 puntos porcentuales en la probabilidad de recibir el control posparto en áreas rurales, donde la tasa de cobertura del control posparto en ausencia del programa es 46,5%. Similarmente, si bien no se encuentra un efecto estadísticamente significativo a nivel nacional en la probabilidad conjunta de tener un parto institucional y realizar el primer control posparto, en el área rural el efecto fue de 4,9 puntos porcentuales (Anexo, Tabla 7.1.8).

Tabla 7.1A: Impactos en uso de servicios de salud materna (prenatal)

		(7.1.1) Probabilidad captura temprana	(7.1.2) Semana de gestación primer control prenatal	(7.1.3) Número de controles prenatales	(7.1.4) Probabilidad de al menos 1 control prenatal	(7.1.5) Probabilidad 4 controles prenatales
Modelo		E.F.	E.F.	E.F.	E.F.	E.F.
Impacto BJA		0,080***	-2,305***	0,416**	0,060***	0,103***
		[0,030]	[0,544]	[0,186]	[0,011]	[0,027]
Media	Grupo	0,747	13,65	5,096	0,905	0,739
	Control					
N		5.506	5.506	4.832	5.518	5.518

Notas: Cada coeficiente de impacto es estimado de forma independiente mediante el modelo de Efectos Fijos (E.F.). Todas las regresiones incluyen efectos fijos de madre, cohorte de nacimiento (trimestre de nacimiento), función cuadrática de edad de la madre al momento del parto, orden de nacimiento y sexo del niño. Adicionalmente, el modelo (7.1.3) corrige por la probabilidad de autoreportar el número de controles mediante el método de Inverse Probability Weighting (IPW). La media del grupo de control se estima como la constante de una regresión que incluye únicamente efectos fijos a nivel de madre y la variable dicotómica de inscripción al programa. Errores estándar en corchetes.

* $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

Tabla 7.1B: Impactos en uso de servicios de salud materna (parto y posparto)

		(7.1.6) Probabilidad parto institucional	(7.1.7) Probabilidad 1er control posparto	(7.1.8) Probabilidad parto institucional + control posparto
Modelo		E.F.	E.F.	E.F.
Impacto BJA		0,008	0,028	0,024
		[0,016]	[0,025]	[0,026]
Media	Grupo Control	0,778	0,499	0,439
N		5.517	5.517	5.517

Notas: Cada coeficiente de impacto es estimado de forma independiente mediante el modelo de Efectos Fijos (E.F.). Todas las regresiones incluyen efectos fijos de madre, cohorte de nacimiento (trimestre de nacimiento), función cuadrática de edad de la madre al momento del parto, orden de nacimiento y sexo del niño. La media del grupo de control se estima como la constante de una regresión que incluye únicamente efectos fijos a nivel de madre y la variable dicotómica de inscripción al programa. Errores estándar en corchetes.

* $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

Los impactos analizados en esta sección sugieren que el BJA efectivamente incentivó el uso de algunos servicios prioritarios de salud materna, en particular en las áreas rurales. Entre estos logros a nivel nacional están la reducción de la semana de gestación para el primer control prenatal y la probabilidad del cumplimiento de al menos 4 controles prenatales. En las áreas rurales donde las tasas de cobertura de los servicios de salud materna son más bajas, se encuentran además impactos positivos en la probabilidad de realizar el primer control posparto y en la probabilidad conjunta del parto institucional y el control posparto.

7.2 Impactos en la salud del recién nacido

Siguiendo con el continuo de atención de la salud materna y el recién nacido, la Tabla 7.2 muestra resultados de impacto del BJA en indicadores de salud del recién nacido. Producto de la mayor utilización de servicios prenatales y perinatales, el BJA podría tener efectos positivos en indicadores relacionados al contenido de estos servicios, de acuerdo a los protocolos de atención. En este sentido, el estudio estima el impacto del BJA sobre la probabilidad de recibir la vacuna BCG (Bacillus Calmette-Guérin) contra la tuberculosis que se aplica al recién nacido. Los resultados muestran que no existe un efecto del programa en la vacunación con BCG (columna 7.2.1). Una posible explicación es el ya alto nivel de cobertura alcanzado para esta vacuna; en efecto, en la muestra de evaluación, el 97,0% de los niños recibieron la vacuna después del nacimiento, por lo que el programa tiene poco margen de incidir positivamente en este indicador.

En la cadena causal hacia los impactos finales de salud del recién nacido (ver Figura 3.1), la promoción de la captura temprana de mujeres embarazadas y las mejoras en la cobertura de los controles prenatales pueden incidir en la detección y tratamiento temprano de condiciones de riesgo en el embarazo y motivar, a través de mayor consejería, comportamientos positivos de la mujer embarazada, dando como resultado embarazos de menor riesgo y niños más saludables al nacer. Un indicador *proxy* para medir el efecto de las mejoras en la salud y nutrición durante el periodo prenatal es el peso del niño al nacer. La evidencia demuestra que este indicador está correlacionado con la mortalidad y morbilidad neonatal. Las columnas 7.2.2 a 7.2.4 muestran los impactos del BJA sobre varios indicadores de peso al nacer. A nivel nacional, no se detecta efectos del programa en ninguno de los indicadores de peso al nacer; sin embargo, en el ámbito urbano, la probabilidad de nacimientos con bajo peso (menos de 2.5 Kg) se redujo en 8,3 puntos porcentuales en el grupo atendido por el BJA. Este resultado es robusto a la corrección por la probabilidad de autoreporte del peso y a la presencia de valores extremos (Anexo, Tablas 7.2.3 y 7.2.6).

Tabla 7.2: Impacto del BJA en indicadores de salud neonatal

	(7.2.1) Probabilidad vacuna BCG	(7.2.2) Peso al nacer (gr)	(7.2.3) Peso al nacer (log)	(7.2.4) Probabilidad de bajo peso
Modelo	E.F.	E.F.	E.F.	E.F.
Impacto Bono Juana Azurduy	-0,001	-6.017	0,003	-0,039
	[0,010]	[39.232]	[0,013]	[0,024]
Media Grupo Control	0,970	3295.65	8,081	0,086
N	5.162	3.624	3.624	3.624

Notas: Cada coeficiente de impacto es estimado de forma independiente mediante el modelo de Efectos Fijos (E.F.). Todas las regresiones incluyen efectos fijos de madre, cohorte de nacimiento (trimestre de nacimiento), función cuadrática de edad de la madre al momento del parto, orden de nacimiento, sexo del niño y un indicador de autoreporte para peso. La media del grupo de control se estima como la constante de una regresión que incluye únicamente efectos fijos a nivel de madre y la variable dicotómica de inscripción al programa. Adicionalmente, se corrige por la probabilidad de autoreportar el peso mediante el método de Inverse Probability Weighting (IPW). Errores estándar en corchetes.

* $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

8. Impactos del BJA en salud y nutrición infantil

8.1 Impactos en el uso de servicios de salud infantil: Controles Integrales de Salud (CIS)

En esta sección se presenta el análisis del impacto del BJA sobre el uso de servicios de salud de las niñas y niños en base a la estimación de modelos de efectos fijos. El indicador principal de utilización es el número de controles integrales de salud realizados en los primeros dos años de vida. Para tomar en cuenta el total de controles realizados, la submuestra de análisis se limita a los niños mayores de 24 meses al momento de la encuesta. El número de controles integrales de salud se recolecta en la ESNUT 2012 tanto a través del autoreporte de la madre como del Carnet de Salud Infantil (CSI), para aquellos niños que lo tuvieron disponible durante la entrevista. Ambas mediciones cuentan con limitaciones particulares. La medición autoreportada en base al recuerdo de la madre puede sufrir de error de medición al tratarse de visitas realizadas hace varios meses. Por otro lado, el reporte del Carnet de Salud Infantil, aunque se asume presenta un dato más fidedigno, podría generar una muestra auto-seleccionada de hogares si el programa impacta sobre la probabilidad de contar con el CSI. Los resultados se presentan utilizando ambas versiones de la variable de uso de servicios en la Tabla 8.1.

El programa generó un efecto positivo y significativo en el número de controles integrales de salud realizados entre los 0 y 23 meses, incrementando en 1,1 visitas, según la variable autoreportada, y en 3,6 visitas según la variable del Carnet de Salud Infantil (columnas 8.1.1 y 8.1.3). Los resultados en las columnas 8.1.2 y 8.1.4 muestran que los efectos provienen principalmente de un incremento en las visitas entre los 6 y 23 meses. En efecto, el BJA tuvo un impacto de 3,5 visitas adicionales entre los 6 y 23 meses según información del CSI, un incremento de 60% relativo a la situación sin programa. En los resultados desagregados por área geográfica se observa que los impactos en el número de controles integrales de salud son positivos y significativos tanto en áreas urbanas como rurales (tomando en cuenta la medición con CSI).

Como prueba de robustez en las Tablas 8.1.5 y 8.1.6 del Anexo, se estima la versión autoreportada de la variable sobre la submuestra de niños con CSI, observándose un impacto más cercano a los efectos reportados en las columnas 8.1.1 y 8.1.2. Esto sugiere que al menos parte de la diferencia de resultados deriva de diferencias en el dato reportado por la madre, relativo a los datos presentes en el CSI.

Tabla 8.1: Impactos en uso de servicios de salud de los niños menores de 24 meses

	(8.1.1) Número de Controles 0-23 Meses (Autoreporte)	(8.1.2) Número de Controles 6-23 Meses (Autoreporte)	(8.1.3) Número de Controles 0-23 Meses (CSI)	(8.1.4) Número de Controles 6-23 Meses (CSI)	(8.1.7) Número de Controles 12-23 Meses ¹¹ (CSI)
Modelo	E.F.	E.F.	E.F.	E.F.	R.D (Lineal)
Impacto Bono Juana Azurduy	1,107***	1,166***	3,619***	3,483***	2,09*** - 2,70***
	[0,404]	[0,350]	[0,739]	[0,592]	[0,83] - [1,80]
Media Grupo Control	12,626	8,026	8,498	5,823	3,83 - 3,89 ¹²
N	2.647	2.661	1.980	1.980	414 - 1.737

Notas: Cada coeficiente de impacto es estimado de forma independiente mediante el modelo de Efectos Fijos (E.F) o Regresión Discontinua (R.D.). Todas las regresiones de E.F. incluyen efectos fijos de madre, edad del niño en dummies por mes, función cuadrática de edad de la madre al momento del parto, orden de nacimiento y sexo del niño. La media del grupo de control se estima como la constante de una regresión que incluye únicamente efectos fijos a nivel de madre y la variable dicotómica de inscripción al programa.

Errores estándar en corchetes.

* $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

El análisis en base a los modelos de efectos fijos se complementa con el análisis de regresión discontinua (RD) utilizando la muestra de niñas y niños alrededor de la edad de corte de elegibilidad al momento de la apertura de inscripciones al programa en 2009 (12 meses). La columna 8.1.7 de la Tabla 8.1 muestra los resultados del análisis de RD para el caso de una regresión local lineal (el Anexo presenta resultados adicionales para una regresión local cuadrática).

Dado que los niños que se encuentran cerca del punto de corte de la edad, solamente podrían experimentar un efecto del programa sobre las visitas de control integral de salud (CIS) a partir de los 12 meses, los impactos se estiman para el número de controles realizados entre los 12 y 23 meses de edad. Una aproximación visual al impacto del programa se presenta

11. Dado que se reportan resultados utilizando distintos anchos de banda la Tabla muestra el rango de los coeficientes de impacto y el rango de los errores estándar para cada coeficiente reportado.

12. Esta media del grupo de control corresponde al promedio simple de los niños a la izquierda del punto de corte para cada ancho de banda.

en la Figura 2 del Anexo. La figura muestra un salto alrededor del punto de corte en el número de CIS para esta submuestra de análisis. Este salto se refleja también en la Tabla 8.1.7 del Anexo, en la columna que muestra el impacto sobre la población elegible para el tratamiento, o la intención de tratar (ITT por sus siglas en inglés), el mismo que corresponde a un aumento de entre 0,67 y 0,89 controles integrales de salud adicionales.

Asimismo, la columna 8.1.7 de la Tabla 8.1 presenta el impacto del programa ajustado por la probabilidad de inscripción, conocido como el impacto sobre los efectivamente tratados (TOT, por sus siglas en inglés) que oscila entre 2,09 y 2,70 controles de salud adicionales, según el ancho de banda elegido para la estimación. Estos resultados muestran un aumento de alrededor de 65% en la cantidad de CIS respecto al promedio de controles de los niños no atendidos por el programa. Los impactos son algo mayores en la especificación cuadrática local de la misma regresión (Anexo, Tabla 8.1.7b). Estos efectos locales estimados sobre una submuestra diferente a la utilizada en los modelos de efectos fijos respalda la conclusión sobre los impactos del programa en el uso de los servicios de salud después de los 6 meses.

8.2 Impactos intermedios en vacunación y prácticas de nutrición

Al igual que en el caso de los servicios de salud materna, un mayor número de controles integrales de salud de los niños incentivados por el programa implica que el BJA podría haber generado impactos en indicadores asociados al contenido y calidad de estos controles, como las vacunas y el acceso a suplementos nutricionales. La Tabla 8.2 muestra los impactos del programa sobre la vacuna contra la fiebre amarilla y la vacuna SRP, aplicadas a los 12 meses de edad, y sobre un indicador de esquema completo de vacunación¹³. Los resultados muestran incrementos de 11,7 puntos porcentuales en la probabilidad de recibir la vacuna contra la fiebre amarilla, 11,3 puntos porcentuales en la probabilidad de recibir la vacuna SRP y de 12 puntos porcentuales en la probabilidad de tener la inmunización completa (columnas 8.2.1, 8.2.2 y 8.2.3, respectivamente). En el caso del esquema completo de vacunación, el impacto representa un incremento relativo de 16,2% respecto al grupo de control de niñas y niños no atendidos por el BJA.

13.El esquema completo incluye la BCG, 3ra dosis de la DPT/Pentavalente, 3ra dosis de la vacuna antipoliolo, la vacuna SRP y la anti-tamariánica.

Tabla 8.2: Impactos del BJA en vacunación y prácticas nutricionales

	(8.2.1) Probabilidad vacuna fiebre amarilla	(8.2.2) Probabilidad vacuna SRP	(8.2.3) Probabilidad inmunización completa	(8.2.4) Probabilidad consumo Chispitas	(8.2.5) Probabilidad lactancia materna exclusiva
Modelo	E.F.	E.F.	E.F.	E.F.	E.F.
Impacto Bono Juana Azurduy	0,117***	0,113***	0,120***	0,108***	-0,026
	[0,035]	[0,030]	[0,030]	[0,032]	[0,035]
Media Grupo Control	0,751	0,837	0,715	0,574	0,592
N	3.256	3.273	3.229	4.110	4.119

Notas: Cada coeficiente de impacto es estimado de forma independiente mediante el modelo de Efectos Fijos (E.F). Todas las regresiones incluyen efectos fijos de madre, edad del niño en dummies por mes, función cuadrática de edad de la madre al momento del parto, orden de nacimiento y sexo del niño. La media del grupo de control se estima como la constante de una regresión que incluye únicamente efectos fijos a nivel de madre y la variable dicotómica de inscripción al programa.

Errores estándar en corchetes.

* p < 0,10, ** p < 0,05, *** p < 0,01.

Para evaluar el posible cambio de comportamiento en salud y nutrición en el hogar como consecuencia de más controles integrales de salud de los niños y la mayor consejería recibida, se estima el efecto del programa en la probabilidad de consumir Chispitas nutricionales y en la probabilidad de recibir lactancia materna exclusiva hasta los 6 meses de edad. Los resultados que se presentan en la Tabla 8.2 muestran que, a nivel nacional, el BJA generó un aumento significativo de 10,8 puntos porcentuales en la probabilidad de haber consumido alguna vez Chispitas, correspondiente a un efecto de 17,7% relativo a la situación sin programa. Desagregando por área geográfica, la Tabla 8.2.4 del Anexo muestra que el impacto del BJA en la probabilidad de consumo de Chispitas es mayor en el área urbana que en la rural.

Por su parte, la consejería adicional asociada al aumento en el número de controles integrales de salud atribuible al programa podría afectar también la probabilidad de lactancia materna exclusiva, gracias a más información recibida como protocolo de la visita. No obstante, el estudio no detecta ningún impacto significativo del BJA en este ámbito.

8.3 Impactos finales en nutrición infantil: Desnutrición y Anemia

El objetivo final del BJA es contribuir a la reducción de la mortalidad materna e infantil y de la desnutrición crónica en las niñas y niños. Tal como se describe en la Sección 5.1, los datos de la ESNUT 2012 no permiten obtener mediciones directas de mortalidad materna e infantil;

sin embargo, la encuesta incluye mediciones de peso y talla para todos los niños menores de cinco años. A partir de esta información es posible medir el impacto del programa en resultados nutricionales finales. Para ello, se utilizan dos indicadores relacionados a la talla como indicador clave que resume la situación de nutrición de largo plazo: el puntaje Z de talla para la edad y la probabilidad de desnutrición crónica, medida como puntaje Z por debajo de 2 desviaciones estándar de la media de referencia.

Los resultados en la Tabla 8.3 muestran que una vez se estandariza la talla según la edad y el sexo del niño a través del puntaje Z de talla para la edad, no se encuentra evidencia de impactos significativos del BJA, ni en la variable continua de puntaje Z (columna 8.3.1), ni en la probabilidad de que la niña o niño sufra de desnutrición crónica (columna 8.3.2).

Además de las mediciones antropométricas, la ESNUT 2012 midió también los niveles de anemia mediante una prueba de hemoglobina en todos los niños de 3 a 59 meses. Si bien en el ámbito nacional el estudio no encuentra un impacto estadísticamente significativo del programa en la probabilidad de anemia (leve, moderada o severa), los resultados muestran una reducción significativa de 5,8 puntos porcentuales en la probabilidad de anemia en el área rural (Tabla 8.3.3 del Anexo), donde la prevalencia de anemia en el grupo de control es de 74,1%.

Tabla 8.3: Impactos del BJA en el estado de nutrición de los niños

	(8.3.1) Puntaje Z Talla-Edad	(8.3.2) Prob. desnutrición crónica	(8.3.3) Probabilidad de anemia
Modelo	E.F.	E.F.	E.F.
Impacto Bono Juana Azurduy	0,089	-0,019	-0,057
	[0,109]	[0,053]	[0,040]
Media Grupo Control	-1.264	0,212	0,616
N	2.599	2.598	3.820

Notas: Cada coeficiente de impacto es estimado de forma independiente mediante un modelo de Efectos Fijos (E.F.). Todas las regresiones incluyen efectos fijos de madre, edad del niño en dummies por mes, función cuadrática de edad de la madre al momento del parto, orden de nacimiento y sexo del niño. La media del grupo de control se estima como la constante de una regresión que incluye únicamente efectos fijos a nivel de madre y la variable dicotómica de inscripción al programa.

Errores estándar en corchetes.

Los resultados de las columnas 8.3.1 y 8.3.2 son para la muestra de niños mayores a 24 meses.

* $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

9. Impactos del BJA en mortalidad y tamaño de cohortes poblacionales

La reducción en mortalidad infantil y de la niñez constituye uno de los objetivos centrales del BJA; sin embargo, establecer causalidad entre el BJA y la mortalidad plantea grandes retos metodológicos. Entre las limitaciones está el hecho de que al ser la mortalidad un evento relativamente raro, incluso algunas encuestas a hogares con representatividad departamental carecen del tamaño de muestra necesario para producir estimaciones precisas de mortalidad. En este sentido, si bien la ESNUT 2012 permite la evaluación de los efectos del programa sobre un conjunto amplio de indicadores sanitarios, su diseño no hace posible la evaluación del impacto sobre indicadores de mortalidad.

Para complementar los análisis con resultados de efectos en mortalidad, el estudio recurre a información municipal de los registros administrativos del Sistema Nacional de Información en Salud (SNIS), los registros de inscripción del BJA y el Censo de Población y Vivienda 2012 (CPV 2012). Dada la disponibilidad de información, se busca establecer la causalidad entre el BJA y dos resultados particulares asociados a mortalidad: la tasa de nacidos muertos por cada 1.000 nacidos vivos y el tamaño de población infantil por grupo de edad. Para ello, se emplean métodos cuasi-experimentales que adaptan el modelo de efectos fijos desarrollado en las secciones anteriores a datos agregados a nivel municipal, donde el porcentaje de beneficiarios que reciben el programa en determinado año y municipio representa la variable de tratamiento.

La sección contiene una descripción detallada de la metodología para determinar los impactos del programa en mortalidad y tamaños de población infantil. Asimismo, se presenta una descripción de las fuentes de información y, finalmente, se describen los resultados de impacto obtenidos.

9.1 Impactos en mortalidad: tasa de nacidos muertos

9.1.1 Datos y estimación

Considerando que el país cuenta aún con información incompleta de estadísticas de hechos vitales de nacimientos y defunciones, el estudio hace uso de información disponible de

la atención del parto en establecimientos de salud o en domicilio, provista por el Sistema Nacional de Información en Salud del Ministerio de Salud. Estos datos permiten obtener un conteo por año y municipio de todos los partos atendidos con asistencia de personal de salud calificado. Para cada parto registrado, se identifica si éste corresponde a un parto con nacido vivo o nacido muerto. La información sobre el resultado del nacimiento se sistematiza en el Formulario 301 de Producción de Servicios del SNIS que contiene un consolidado mensual para cada establecimiento de salud; esta información es posteriormente agregada a nivel municipal en los Servicios Departamentales de Salud.

La información registrada sobre los nacidos muertos se refiere a aquellas muertes fetales que ocurren dentro del útero de la madre, ya sea antes o durante el parto, y después de las 22 semanas de gestación o cuando el peso del feto es superior a 500 gramos; es decir, cuando éste ha alcanzado un desarrollo tal que la vida fuera del útero hubiera sido posible. Estos datos permiten construir una tasa de nacidos muertos o mortalidad fetal. Cabe resaltar que la tasa de mortalidad fetal forma parte de la tasa de mortalidad perinatal que considera además de las muertes fetales, aquellas muertes de navidos vivos que ocurren en la primera semana de vida. Las principales causas de las muertes fetales son las complicaciones del embarazo o las enfermedades maternas (OMS, 2006).

Si contáramos con datos de todos los embarazos del país e información que indique el resultado del embarazo; es decir, si corresponde a un nacido vivo o nacido muerto, se podría estimar la siguiente regresión:

$$(1) S_{ijt} = \beta_1 Ins_{ijt} + \phi_t + \phi_j + \varepsilon_{ijc}$$

Donde S_{ijt} es la probabilidad de que un embarazo i termine en nacido vivo en el período t (por ejemplo mes) en el municipio j , e Ins_{ijt} indica si la mujer es beneficiaria del programa o no. Un coeficiente estimado β_1 positivo indicaría que el programa aumenta la probabilidad de que el embarazo termine en un nacimiento vivo. Agregando (1) a nivel municipal y cambiando la notación de tiempo a años se obtiene la siguiente ecuación para estimar los efectos de la implementación del BJA en la tasa de nacidos muertos:

$$(2) TNM_{jt} = \alpha + \beta_1 TI_{jt} + \beta_2 TI_{jt-1} + X_{ij}^{\square} \gamma + \phi_t + \phi_j + \varepsilon_{jt}$$

donde para cada año t y municipio j , la tasa de nacidos muertos (TNM_{jt}) y la tasa de inscripción al BJA (TI_{jt}) se definen de la siguiente manera:

$$TNM_{jt} = \frac{\text{Total nacidos muertos}_{jt}}{\text{Total nacidos vivos}_{jt}} \times 1,000$$

$$TI_{jt} = \frac{\text{Total embarazos inscritos al BJA}_{jt}}{\text{Total embarazos esperados}_{jt}}$$

La TNM_{jt} es la variable de resultado de interés y la TI_{jt} es la variable de intensidad del tratamiento. Esta última se construye utilizando en el denominador la proyección de embarazos esperados en cada municipio y año de la muestra y es igual a cero para los períodos previos al tratamiento. $\phi_t, \phi_j, \varepsilon_{jt}$, corresponden, respectivamente, a efectos fijos de año, de municipios y factores no observables que varían en el tiempo y entre municipios. Se incluye un rezago de TI puesto que aquellos nacimientos que ocurren en los primeros meses del año estuvieron expuestos al BJA en su periodo de gestación mayormente en el año anterior.

Los efectos fijos de año, ϕ_t , se incluyen en la regresión para controlar por la evolución general de la variable de resultado en el tiempo; es decir, por factores que cambian en el tiempo y afectan a la variable de interés de manera homogénea en todos los municipios. Los efectos fijos de municipio, ϕ_j , controla por las diferencias entre municipios que no varían en el tiempo, de forma tal que los coeficientes estimados del modelo no están sesgados debido a características municipales no observables omitidas, tales como clima, cultura, etc. El modelo también incluye algunas características municipales que varían en el tiempo y entre municipios, X'_{ij} , con el objetivo de controlar por sesgos potenciales causados por diferencias en variables observables que varían en el tiempo y entre municipios y que puedan estar correlacionadas tanto con las tasas de inscripción al BJA como con las tasas de mortalidad. Para esto último, el vector X'_{ij} incluye controles adicionales como la tasa de centros de pago por cada 1.000 habitantes y la tasa de establecimientos de salud por cada 1.000 habitantes.

Para estimar la ecuación (2) se emplea un panel de datos municipales correspondiente al periodo 2005-2012^{14, 15}. Una forma de validar la estrategia de identificación consiste en evaluar si las tendencias en la tasa de nacidos muertos en los períodos previos al inicio del programa no están correlacionadas con la tasa de inscripción. Por ejemplo, si municipios que experimentan mayores tasas de nacidos muertos en los períodos previos al tratamiento

14. Para algunos años, la base de datos presenta información faltante de algunos municipios del país. En estos casos, no debe interpretarse que en estos municipios no hubo partos, sino que el sistema de salud no capturó ningún parto. En el análisis estas observaciones figuran como cero partos.

15. En el Anexo se incluye una descripción de los supuestos sobre el proceso de registro de datos del SNIS sobre los cuales trabajamos en esta sección.

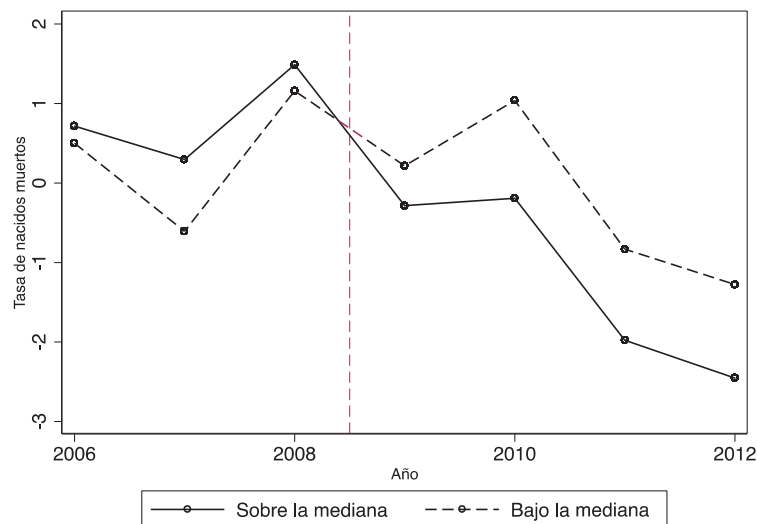
son los mismos que experimentan altas tasas de inscripción, las estimaciones de β_1 y β_2 en la ecuación (2) estarían sesgadas en sentido contrario a la hipótesis nula de que no existe efecto. Para probar esta hipótesis se estima la siguiente regresión utilizando como periodo previo al BJA los años 2005 al 2008:

$$(3) \quad TNM_{jt} = \alpha + \sum_{t=2006}^{2008} \delta_t T_t + \sum_{t=2006}^{2008} \gamma_t T_t \cdot TI_{j2009} + \phi_j + \varepsilon_{jt}$$

donde T_t son variables dicotómicas para cada año t previo al programa y 2005 es el año excluido de referencia. Todo lo demás mantiene la misma notación que en (2). La ecuación puede ser usada como prueba estadística para evaluar las diferencias en la tasa de mortalidad promedio entre municipios con diferentes tasas de inscripción en los años previos al BJA. De esta forma, la estimación de γ_t en cada período muestra la diferencia entre municipios en el cambio promedio en mortalidad para cada año t previo al programa respecto a la tasa de nacidos muertos del año 2005. Un estadístico F para la significancia conjunta de los estimadores $\hat{\gamma}_t$ permite revisar la hipótesis de diferencias en la tasa de nacidos muertos para períodos previos al programa. La Tabla 9.1.2 del Anexo muestra los resultados de esta regresión. Los resultados muestran que no existe correlación entre la tasa de nacidos muertos y la tasa inicial de inscripción. Además, se realiza el mismo análisis para la tasa de inscripción en el año 2010, 2011 y 2012. Los resultados indican que no existe correlación entre las tasas de inscripción en los años de implementación del programa y las tendencias en las tasas de nacidos muertos en los períodos previos al inicio del programa.

Con el objetivo de ilustrar gráficamente las diferencias entre municipios con mayores y menores tasas de inscripción, la Figura 9.1 muestra la evolución de la tasa de nacidos muertos en el tiempo. El eje vertical mide la tasa de nacidos muertos en desviación del promedio, variable dependiente de un modelo de efectos fijos como el propuesto anteriormente. El eje horizontal son los años que observamos en la muestra. La figura ilustra la evolución de la tasa de nacidos muertos para el conjunto de municipios que en el año 2009 tuvieron una tasa de inscripción de mujeres embarazadas por encima y por debajo de la mediana. En primer lugar, la figura muestra que en los años anteriores al programa, las tendencias entre grupos en la tasa de nacidos muertos son similares. En los años posteriores al programa los municipios con mayores tasas de inscripción experimentaron una caída más empinada en la tasa de nacidos muertos que municipios con menores tasas de inscripción lo que sugiere que en un principio el BJA puede haber tenido un efecto en este indicador. Los impactos analizados en utilización de servicios prenatales sugieren posibles impactos en resultados de salud durante el embarazo que pueden terminar en partos más sanos.

Figura 9.1: Tasa de nacidos muertos por año para municipios por debajo y por encima de la mediana de la tasa de inscripción del año 2009



Fuente: Registros de resultado del parto del Sistema Nacional de Información en Salud (SNIS) y registros de inscripción del programa BJA.

9.1.2 Resultados

La Tabla 9.1 muestra los resultados de la estimación de la ecuación principal en la sección anterior. La primera columna muestra que un incremento en la cobertura del programa de 0 a 100% reduce la tasa de nacidos muertos en 8,5 muertes por cada 1.000 nacidos vivos. Este resultado se obtiene de sumar los dos coeficientes de la tasa de inscripción. Si bien el efecto es solo significativo en el rezago de la inscripción, el test de significancia conjunta rechaza la hipótesis nula de efecto nulo a un 90% de significancia, con un valor p de 0,055. Para contextualizar el efecto, el promedio de la tasa de nacidos muertos en la muestra de análisis fue de 14,8 nacimientos muertos por cada 1.000 nacidos vivos. Por otro lado, la tasa promedio de inscripción en nuestra muestra fue de 32%. Multiplicando ambos valores, el efecto promedio sobre la tasa de nacidos muertos fue de 2,7 nacidos muertos evitados por cada 1.000 nacidos vivos ($0,32 \times 8,5$), lo cual equivale a una reducción relativa de 16%. Existe evidencia que indica que la tasa de nacidos muertos puede estar sujeta a una importante subestimación; esto se refleja en que alrededor del 30% de la muestra reporta una tasa de nacidos muertos igual a 0. Si bien el resultado de la regresión es robusto a este problema, como se muestra en la columna (2) de la Tabla, la interpretación del resultado en términos relativos varía. Si se toma el promedio de la tasa de mortalidad previa al programa excluyendo

los ceros, el promedio aumenta a 21,7 nacidos muertos por cada 1.000 nacidos vivos. De esta forma, el efecto relativo sería una reducción de un 11% respecto a los niveles de nacidos muertos pre-programa. Las columnas (2) y (3) de la Tabla 9.1 muestran que los resultados se mantienen al eliminar los ceros de la muestra y al eliminar el año 2005, en el cual el registro de datos puede haber sido particularmente deficiente. En el Anexo II se discuten las formas en que el registro de los datos de muerte al nacer pueden estar afectando nuestros resultados y los supuestos realizados para la estimación.

**Tabla 9.1: Impactos del BJA en la tasa de supervivencia en el parto
(muertes x 1.000 n.v.)**

	Toda la muestra (1)	Eliminando ceros (2)	Eliminando 2005 (3)
Modelo	E.F.	E.F.	E.F.
Tasa de Inscripción de mujeres en t	-2.298	-3,300	-2,457
	[2,544]	[2,680]	[2,537]
Tasa de Inscripción de mujeres en t-1	-6,206**	-6,923**	-6,338**
	[2,712]	[3,077]	[2,731]
N	2.559	1.685	2.238

Notas: Cada coeficiente de impacto es estimado de forma independiente mediante el modelo de Efectos Fijos (E.F.). Todas las regresiones controlan por efectos fijos a nivel de municipio y efectos fijos por año. Además cada observación se pesa por el tamaño de la población en el municipio en el año 2012. Se excluyen del análisis los municipios con población menor a 250 mil habitantes.

Errores estándar en corchetes.

* $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

9.2 Impacto en tamaños de población infantil

9.2.1 Teoría y estimación

En esta sección se explora la relación entre el programa y la mortalidad infantil, recurriendo a los datos del Censo de Población y Vivienda 2012. Como se explicó en la sección anterior, los datos de la ESNUT 2012 no permiten evaluar el impacto del BJA sobre indicadores de mortalidad. Sin embargo, con información agregada de tamaños de población por cohorte de nacimiento y municipio del Censo 2012, se puede analizar de manera indirecta posibles efectos del programa en mortalidad.

Si contáramos con información de todos los embarazos del país que indique el resultado de cada embarazo; es decir, si éste termina en fracaso, el niño sobrevive al primer año de vida, o a los cinco primeros años de vida, podríamos estimar la siguiente regresión:

$$(5) S_{ijt} = \beta_1 Ins_{ijt} + \phi_t + \phi_j + \varepsilon_{ijc}$$

Donde S_{ijt} es la probabilidad de que un niño nacido en el período t (por ejemplo mes) en el municipio j sobreviva hasta un cierto punto, tal como sobrevivir al nacimiento, al primer año de vida, y así sucesivamente, e Ins_{ijt} indica si el niño participaba en el programa o no. Un coeficiente estimado β_1 positivo indica que el programa aumenta la probabilidad de que el niño sobreviva a cada período. Agregando (5) a nivel municipal y cambiando la notación de tiempo a cohortes¹⁶ se puede formar la siguiente regresión para ver los efectos de la implementación del BJA en mortalidad utilizando una base de datos como la del Censo 2012:

$$(6) Tasamort_{jc} = \beta_1 Inspre_{jc} + \beta_2 Inspos_{jc} + \phi_c + \phi_j + \varepsilon_{jc}$$

Donde $Tasamort_{jc}$ es la tasa de mortalidad de la cohorte c en el municipio j ; $Inspre_{jc}$ es la tasa de inscripción prenatal al programa durante la etapa prenatal de la cohorte c ; $Inspos_{jc}$ es la tasa de inscripción posnatal al programa durante la etapa posnatal de la cohorte c ; $\phi_c, \phi_j, \varepsilon_{jc}$, corresponden, respectivamente, a efectos fijos a nivel de cohorte, de municipios y factores no observables que varían en el tiempo y entre municipios. Vale destacar que cada cohorte se refiere a una cohorte de edad en el Censo 2012. La regresión de efectos fijos controla por ϕ_c y ϕ_j , no así por variaciones en ε_{jc} en el tiempo y entre municipios que podrían estar correlacionadas tanto con las tasas de inscripción como con las tasas de mortalidad. Para esto último se deben buscar formas de controlar por tales cambios o bien justificar por qué al controlar por efectos fijos estaríamos controlando por la totalidad de factores no observables que varían tanto con la inscripción del programa como con la tasa de mortalidad de cada cohorte dentro del municipio.

En la práctica, no contamos con estimaciones de mortalidad a nivel municipal. En este contexto, siguiendo la metodología propuesta por Jayachandran (2009), una manera de inferir aproximaciones sobre los efectos del programa en la mortalidad infantil es a través de la medición del tamaño de cada cohorte de población de niños. En específico, la variable de resultado es el logaritmo del tamaño de la cohorte en cada municipio según datos del Censo 2012. Asumiendo que no existe migración entre municipios, la tasa de mortalidad en

16. La notación a cohortes cambia para ilustrar la metodología de acuerdo a la base de datos utilizada.

la cohorte c en cada municipio j tiene una relación directa con el tamaño de la cohorte y el número de nacimientos en esa misma cohorte, pudiéndose definir la siguiente ecuación:

$$(7) \ln(\text{Tamaño}_{jc}) = \ln(\text{Nacimientos}_{jc}) - \text{Tasamort}_{jc}$$

Donde j corresponde al municipio y c a la cohorte de población en el momento del Censo 2012. Una regresión que especifique esta ecuación estimaría un coeficiente cercano a 1 para el logaritmo de nacimientos y cercano a -1 para la tasa de mortalidad¹⁷. En particular, la metodología busca utilizar la variación en conteos poblacionales en cada cohorte y municipio para explicar la variación en mortalidad. Reemplazando (7) en (6) se obtiene:

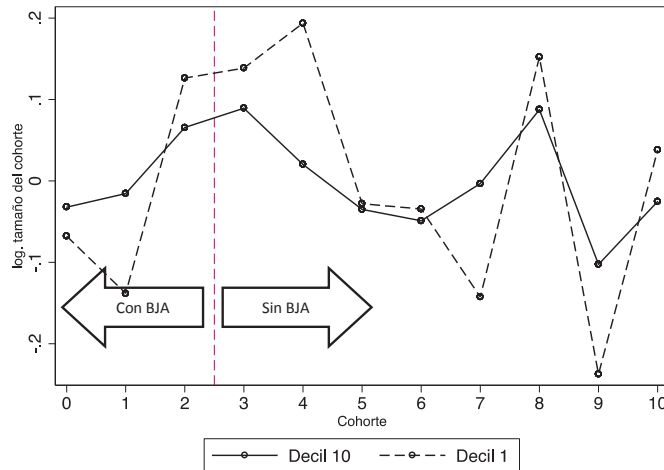
$$(8) \ln(\text{Tamaño}_{jc}) = \pi_1 \text{Inspre}_{jc} + \pi_2 \text{Inspos}_{jc} + \phi_c + \phi_j + \underbrace{\varepsilon_{jc} + \ln(\text{Nacimientos}_{jc})}_{\text{No Controlables}}$$

Utilizando datos municipales del tamaño de cada cohorte y de las tasas de inscripción de mujeres embarazadas (prenatal) de niños (posnatal), la ecuación (8) puede ser estimada mediante efectos fijos a nivel de municipio. En particular, tomamos el conteo del Censo 2012 para cada municipio para las cohortes de niños de 0 a 10 años. De esa forma se cuenta con 11 observaciones por municipio, donde cada observación es el tamaño de la cohorte c en el municipio j . Por su parte, las variables de tratamiento son la tasa de inscripción municipal de embarazadas en el año anterior al nacimiento de la cohorte y la tasa de inscripción municipal de niños correspondiente al año de nacimiento de cada cohorte. Por ejemplo, para la cohorte de niños de 0 años en el Censo 2012 se utiliza la tasa de inscripción municipal de embarazadas del año 2011 y la tasa de inscripción de niños en el año 2012. Similarmente, para la cohorte de niños de 1 año en el Censo 2012 se utiliza la tasa de inscripción prenatal municipal del año 2010 y la tasa de inscripción de niños del año 2011. Para las cohortes que no estuvieron expuestas al programa en ninguna etapa de su vida se asigna un valor igual a cero en las variables de tratamiento.

La Figura 9.2 muestra una primera aproximación a los datos. En primer lugar, se crea un ranking de municipios en cada cohorte según la tasa de inscripción prenatal en el municipio. Dentro de cada cohorte que experimentó el tratamiento en su etapa prenatal (cohortes 0, 1 y 2 en el 2012) se separa a los municipios en deciles de tratamiento. La figura muestra para cada cohorte entre los 0 y 10 años, el promedio del logaritmo de su tamaño. Para efectos de presentar de manera visual lo que se estima en la regresión (8), los tamaños de la cohorte se presentan en desviaciones de la media.

17. Jayachandran (2005) verifica esto para el caso de Indonesia utilizando datos de encuestas de Demografía y Salud a nivel de provincia.

Figura 9.2: Tamaños de cohorte de población infantil para municipios en el decil más bajo y más alto de la tasa de inscripción del año 2009



Fuente: Censo de Población y Vivienda 2012 y registros de inscripción del programa BJA.

La línea punteada corresponde a los municipios que se mantuvieron en cada cohorte en el decil más bajo de la tasa de inscripción prenatal y la línea continua a los municipios que se mantuvieron en el decil más alto. La línea azul indica el comienzo del programa. Así, las cohortes potencialmente tratadas son las de niños de 2, 1 o 0 años en el año 2012. Lo primero que destaca en la Figura 9.2 es la similitud en las tendencias para las cohortes 3 a 10. Sin embargo, luego de la implementación del programa, si bien en ambos casos el tamaño de la población cae en las cohortes 2, 1 y 0, la caída es más fuerte en los municipios con una menor tasa de inscripción del BJA. Es esta diferencia la que se busca explorar en la ecuación (8).

La ventaja principal de utilizar el tamaño de la cohorte en vez del indicador de mortalidad es que los datos están actualmente disponibles para toda la población. Además, esta medida incluye tanto sobrevivientes al parto como a las primeras etapas de vida y está sujeta a menor error de medición, ya que la mortalidad tiende a estar sub-reportada. Sin embargo, el uso de esta variable para inferir variaciones de mortalidad presenta algunos desafíos. En primer lugar, la variable es una medición de tiempo de sobrevivencia, el cual es distinto para cada cohorte, independientemente de la intensidad de exposición al tratamiento. Para la cohorte nacida durante el año 2012, su resultado es sobrevivir durante el primer año de vida, y para la cohorte de 5 años es sobrevivir hasta los 5 años de vida. Al incluir efectos fijos por cohorte se estaría controlando por diferencias promedio en sobrevivencia por cohorte de nacimiento.

Por otro lado, para poder estimar los coeficientes en la ecuación (8) de manera consistente, se debe argumentar que las tasas de inscripción municipales no están correlacionadas de manera diferenciada con factores no observables que pueden haber cambiado al mismo tiempo que las tasas de inscripción y que afecten los resultados; por ejemplo intervenciones diferenciadas en la oferta de servicios de salud. En primer lugar, los efectos fijos municipales absorben la mayor parte de la variación en variables tales como el número de mujeres en edad fértil u otros determinantes de fertilidad. Además, los efectos fijos por cohorte controlan por tendencias en fertilidad y otras variaciones temporales que pueden afectar tanto la tasa de inscripción municipal como la mortalidad infantil. A la fecha no existe evidencia de que el programa haya generado efectos en fertilidad, pero si esto fuese así los coeficientes de la ecuación (8) estarían reflejando efectos sobre el tamaño de la población que podrían deberse a aumentos en fertilidad o reducciones en mortalidad.

Otro factor a considerar para la estimación de la regresión (8) es la migración interna en Bolivia. Si los municipios donde la implementación del programa ha sido menor experimentan mayor migración hacia municipios con mayor penetración del BJA, entonces el efecto estimado estaría sesgado hacia arriba.

9.2.2 Resultados

La Tabla 9.2 muestra los resultados de estimar la ecuación (8). Las estimaciones contemplan las cohortes de población de 0 a 5 años. La razón principal para esto es la menor movilidad entre municipios que se espera para estos grupos de edad. Todas las regresiones controlan por efectos fijos municipales y efectos fijos de cohortes. A partir de la segunda columna de la Tabla en adelante se controla además por el ratio de la población de hombres y mujeres en cada cohorte y municipio y por la tasa de establecimientos de salud por cada mil habitantes en el municipio en cada cohorte durante su primer año de vida, para controlar por factores de oferta que podrían estar afectando el resultado.

La columna (1) estima el modelo de efectos fijos para municipios con menos de 500,000 habitantes. Ya que cada observación es ponderada por el tamaño del municipio, se excluyó aquellos municipios que están muy por encima de la media del tamaño y que alteran las estimaciones al utilizar los ponderadores por población. Esto reduce la cantidad de municipios de 339 a 335, pero el total de la población nacional incluida en las estimaciones representa un 63,7% del total¹⁸. Los resultados muestran que el aumento de un 10% en la tasa de inscripción de mujeres embarazadas del BJA a nivel municipal está asociado a un aumento de un 0,72%

18. Se excluyen La Paz, El Alto, Santa Cruz y Cochabamba.

en el tamaño de la cohorte. Es decir, un municipio que pasa del 0% al 100% en la cobertura del programa, experimentaría un incremento en el tamaño de su población infantil de un 7,2%. Al incluir los controles en la segunda columna los efectos se mantienen.

La columna (3) reduce la muestra a los municipios con menos de 250 mil habitantes, aumentando el efecto a 8,0%. Condicionando la muestra a municipios con población rural de 50% o más el efecto es aún mayor (8,9%). Estos últimos resultados muestran que los efectos de la implementación del programa varían según el tamaño y composición poblacional del municipio. En municipios más pequeños el BJA genera un efecto mayor. La última columna estima la regresión inicial excluyendo la tasa de inscripción de niños y los resultados no cambian respecto a la primera columna.

Estos resultados sugieren que el programa tuvo efecto en incrementar el tamaño de la población de niños en edad de tratamiento. Este efecto podría generarse al menos por tres caminos. Primero, vía la reducción en la mortalidad infantil, segundo por incrementos en fertilidad, y tercero por efectos de migración. A la luz de los resultados obtenidos con el análisis de los microdatos de la ESNUT 2012, se argumenta que el camino más probable es vía la reducción en mortalidad (aunque no descartamos la posible contribución de los otros mecanismos). Primero, encontramos que el programa incide directamente sobre la detección temprana del embarazo, el cumplimiento de los cuatro controles prenatales y la reducción en la probabilidad de nacimiento de bajo peso. La reducción de niños de bajo peso junto con el incremento de partos atendidos por personal de salud calificado en áreas rurales podría bien contribuir a la reducción de mortalidad infantil. Por otro lado, la ausencia de una correlación entre el programa y el periodo intergenésico presentado en la Sección 7.4 sugiere que el efecto sobre el tamaño de cohorte no sería principalmente vía un efecto fertilidad. Por último, la generación de un efecto sobre tamaño poblacional mediante un patrón migratorio implicaría una respuesta rápida de la población a migrar hacia municipios con mayores niveles de cobertura del programa, un resultado poco plausible¹⁹.

19. Se tiene previsto continuar explorando esta estrategia de análisis sobre los indicadores concretos de mortalidad infantil en cuanto haya disponibilidad de esta información oficial.

Tabla 9.2: Impactos del BJA en el tamaño de población infantil

	Pob. <500 mil habitantes (1)	Pob. <500 mil habitantes con controles (2)	Pob. <250 mil habitantes con controles (3)	Pob. Rural >50% con controles (4)	Pob. <500 mil habitantes con controles (5)
Modelo	E.F.	E.F.	E.F.	E.F.	E.F.
Tasa de inscripción de mujeres	0,072***	0,072***	0,080***	0,089***	0,073***
	[0,023]	[0,023]	[0,022]	[0,025]	[0,023]
Tasa de inscripción de niños	0,004	0,005	0,003	0,021	
	[0,014]	[0,014]	[0,014]	[0,020]	
N	1.962	1.933	1.921	1.543	1.933

Notas: Cada coeficiente de impacto es estimado de forma independiente mediante una regresión de Efectos Fijos (E.F.). Todas las estimaciones incluyen efectos fijos a nivel de municipio y cohorte. Adicionalmente, a partir de la segunda columna se controla por el ratio de hombres y mujeres en cada cohorte y municipio y por la tasa de establecimientos de salud por cada mil habitantes en cada cohorte y municipio.

Errores estándar en corchetes.

* $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

Análisis Costo Efectividad

10. Costo Efectividad del BJA

Los resultados obtenidos de la evaluación de impacto informan sobre los efectos o la efectividad de una intervención, programa o proyecto; sin embargo, la evaluación del desempeño de las políticas públicas debe ir un paso más allá para evaluar los efectos con relación a los costos de la intervención y de esta forma orientar mejor la asignación de recursos. Con este propósito, el análisis de costo-efectividad (ACE) es una herramienta útil que permite cuantificar las consecuencias de una intervención en cuanto a los costos requeridos para alcanzar un nivel dado de beneficio.

La presente sección muestra un ejercicio de análisis de costo efectividad del BJA utilizando como insumo tres resultados de impacto clave obtenidos en la evaluación: los efectos en peso al nacer, los efectos en reducción de anemia y los efectos en mortalidad. La medida de efectividad utilizada son los Años de Vida Ajustados por Discapacidad o DALYS evitados gracias a los impactos positivos del programa en los tres indicadores mencionados.

Los tres insumos básicos para el ACE son la definición de los beneficios sociales incrementales generados por la intervención, los costos sociales netos de la intervención y la tasa de descuento social que permite traer el flujo de beneficios y costos netos a un valor presente. En un primer paso se deben identificar los componentes de los costos y beneficios de la intervención. Luego, el desafío principal es cuantificar el valor monetario de cada componente. En el análisis se deben evitar la doble contabilidad de ciertos costos y beneficios al incluir el mismo impacto económico más de una vez, al tratar dos impactos similares como si fuesen distintos. Por ejemplo, los efectos que se generan en mercados primarios pueden ya incluir los efectos que generan en mercados relacionados: mercados de bienes sustitutos o complementarios. Así también se debe evitar la inclusión de intercambios monetarios que corresponden a simples transferencias monetarias: dinero que se mueve entre los agentes sin crear o consumir ningún tipo de valor económico. Finalmente, es importante reconocer los supuestos económicos sobre los cuales se analizan y listan los componentes de los costos y beneficios del proyecto, así también como los supuestos sobre los cuales se contabilizan o no los efectos en mercados relacionados.

10.1 Identificación de los costos del BJA

En el caso del BJA, los costos asociados se listan a continuación:

- **Costos de administración del programa:** Costos de contratación de personal del BJA (equipo de la oficina central, personal adicional en las oficinas departamentales y en los establecimientos de salud, incluyendo el personal comunitario médico-operativo pagado por el programa BJA mismo), arriendos, transporte del personal, gastos recurrentes como luz, agua, material de oficina y cualquier otro costo de operación de las oficinas del BJA u otros que tengan que ver con la administración del programa.
- **Costos de administración de la transferencia monetaria:** Costos cobrados por las entidades financieras para entregar los recursos al hogar (ya sea en las agencias financieras o mediante cajero móvil en las comunidades). Se trata de un overhead fijo por pago acordado entre BJA y Síntesis que el programa paga por transacción de pago realizada.
- **Costos de administración de la entrega de cédulas de identidad a madres y certificados de nacimiento a niños:** Costos cobrados por los servicios estatales correspondientes (SEGIP, Registro Civil...), incluyendo equipamiento (satelital etc.) que el BJA haya dotado a estas entidades terceras por su servicio.
- **Costos adicionales para la prestación de los servicios de salud:** Horas adicionales de personal médico (médicos, enfermeras, auxiliares de enfermería) y administrativo que la implementación del programa demanda en el sistema de salud. Así también vacunas adicionales, suplementos alimenticios, etc. Los costos de recursos humanos adicionales deben valorarse con salarios sociales. Suponiendo una oferta perfectamente elástica de mano de obra, estos costos consideran el salario líquido que el empleado lleva a casa, sumado al valor de las cotizaciones previsionales (seguros etc.) que son ponderadas por un factor de valorización (por ej. 50%); y se excluye el valor de los impuestos al trabajo del cálculo. Para Bolivia, el gobierno aplica los siguientes factores de corrección al salario diario del mercado para derivar el salario social para un análisis de costo-beneficio o costo-efectividad:

País	Categoría	(w*/wd)	Referencias
Bolivia	Calificada	1,00	Ministerio de Hacienda, Resolución No. 684, 2002
	Semi calificada	0,43	
	No calificada Urbana	0,23	
	No calificada Rural	0,64	

- **Costos de traslado de los beneficiarios a los establecimientos de salud:** Costos directos de transporte y costo del tiempo invertido. El costo directo de transporte se estima con base en una medida promedio según el medio de transporte utilizado (fuente: información del BJA). Respecto al costo social del tiempo invertido, la ESNUT 2012 incluye algunas preguntas referentes al tiempo de traslado al establecimiento de salud con las que se calcula el tiempo total invertido por la madre para asistir a los controles prenatales y de su niña o niño, considerando el tiempo de transporte de ida y vuelta. En este caso, el tiempo invertido es valorado con el valor social del tiempo según las siguientes consideraciones:
 - ✓ La parte del tiempo invertido que cae en el periodo de trabajo puede valorarse con el salario bruto como aproximación gruesa en caso de personas ocupadas.
 - ✓ En un enfoque conceptual donde el tiempo es considerado un recurso productivo, el precio social del tiempo es nulo cuando el tiempo de trabajo queda inalterado por los cambios en el tiempo de viaje (caso de viajes durante el período de ocio). Desde el punto de vista de utilidad al nivel de la sociedad es un enfoque complicado.
 - ✓ En un enfoque conceptual alternativo donde el tiempo es considerado un elemento que influye la utilidad del individuo y de la sociedad, hay varias formas de estimar el valor del tiempo invertido en periodos de ocio. En general, el valor del tiempo de no trabajo es, en términos económicos, una razón entre la utilidad marginal del tiempo respecto de la utilidad marginal del dinero y depende de los cambios en el ingreso, cambios en las oportunidades de gasto y cambios en las oportunidades disponibles de descanso. Como primera alternativa se puede valorar este tiempo con su valor subjetivo respectivo. El valor subjetivo del tiempo de viaje sería exactamente la tasa salarial, si esta tasa verdaderamente representa el producto marginal y si ni el trabajo ni el viaje inducen a una satisfacción per se. Entonces el valor subjetivo del tiempo de viaje es igual al precio social y ambos son iguales al salario bruto. Como segunda alternativa, la tasa marginal de sustitución de un número de horas T_i por dinero, representa el valor del tiempo asignado al consumo del bien X_i . Es el valor del tiempo como un bien, no como un recurso. Hay mucha literatura sobre como calcularlo, pero por razones de simplicidad y pragmatismo, consideramos que el valor del tiempo crece con el nivel del ingreso familiar. En ausencia de mayores evidencias, se recomienda que el valor del tiempo se exprese como proporción del ingreso familiar total (bruto de impuestos). Se recomienda que los viajes de trabajo se valúen conforme al salario bruto, con todos los costos asociados. Altos niveles de

desempleo justifican la utilización de costos sociales debajo del salario. Para mano de obra semi o no calificada aplican las tasas correspondientes del gobierno para Bolivia.

✓ En caso de personas desocupadas, ellos están asignando su tiempo a otras actividades, con valoración igual al salario de reserva W_r que equivale al salario mínimo para incorporarse a la fuerza de trabajo = valor uso alternativo del tiempo = costo de oportunidad de trabajadores desempleados.

- **Costos de traslado de los hogares a centros de pago:** Costos directos de transporte y costo del tiempo invertido. Se utilizan los mismos criterios que para los establecimientos de salud, aplicando salarios brutos por el número promedio de horas invertidas y aplicando factores de corrección adicionales según mano de obra no calificada en área rural/urbana, respectivamente.
- **Costos en mercados relacionados:** (i) Se considera que el BJA no tiene efectos en la importación o exportación de bienes como insumos médicos, por lo cual no se aplica costos sociales a las divisas. (ii) Dado que el programa no requiere mano de obra, no se considera cambios en los salarios de mercado causados por el BJA (ni por la nueva oferta de trabajadores generada, ni por la demanda desplazada de trabajadores). (iii) Existe información anecdótica puntual que señala que en las comunidades alejadas donde el pago se realiza mediante cajeros móviles en eventos anunciados, existe una posible alza temporal de precios de productos de consumo familiar diario en los días de pago. Sin embargo, esta información no está confirmada y dado que la gran mayoría de pagos del BJA en todo el país se realiza en las oficinas de las agencias financieras en cualquier fecha u horario que cada beneficiaria crea conveniente, no hay suficiente sustento para estimar efectos de precios en mercados rurales. Por lo tanto, asumimos que los mercados relacionados son eficientes y que el precio de tales mercados no cambia como producto de la implementación del BJA. Con esto no existen costos en mercados relacionados.
- **Externalidades:** Se podría suponer que los requisitos que la participación en el programa exige a los hogares podría generar externalidades positivas para aquellos hogares que recién por causa del programa tramitan el documento de identidad de la mujer, el certificado de nacimiento del la niña o niño y/o la apertura de una cuenta bancaria. Efectos potenciales incluyen una mayor participación ciudadana de mujeres (votación en elecciones), la participación en otros programas que entregan bienes o servicios a la población por causa de la documentación de madres y niños

y/o la mayor participación en actividades productivas o de ahorro por causa de una mayor bancarización de la población. Dada la falta de evidencia de tales efectos y los fuertes supuestos que se tendría que aplicar para cuantificarlos, se opta por omitir la consideración de externalidades en el presente análisis.

10.2 Identificación de los beneficios del BJA

- **Beneficios de la transferencia monetaria:** Los hogares aumentan su nivel de ingreso. Dado que al nivel de la sociedad, esto simplemente representa una transferencia de recursos de un actor a otro (estado a hogar), solamente se tomaría en cuenta cualquier beneficio adicional que esta transferencia genera al nivel de la sociedad. Por ejemplo, con este ingreso adicional las decisiones de consumo al interior del hogar pueden cambiar. Sin embargo, esto no se puede valorizar pues en la práctica deberíamos conocer la función de utilidad o tener alguna idea del cambio en el bienestar de los hogares beneficiarios. Otro ejemplo es un posible beneficio generado en la reducción de la desigualdad al nivel de la sociedad, ya que en el caso de una transferencia como esta, el ingreso marginal de un hogar pobre puede valorarse con un ponderador diferente que la pérdida de este recurso al nivel del estado, con lo cual se genera un beneficio positivo al nivel de la sociedad en su conjunto. Dado que el programa BJA no menciona entre sus objetivos oficiales el aumento de ingreso de los pobres ni la reducción de la desigualdad al nivel de la sociedad y que el diseño técnico del monto y la composición de la transferencia considera un componente particular de subsistencia básica al nivel del hogar, omitimos la posible ponderación diferenciada del valor de la transferencia al nivel del hogar versus estado.
- **Impactos del programa:** Impactos en salud que puedan ser valorizados como impactos en bajo peso al nacer, mortalidad perinatal, y reducción de la prevalencia de anemia. Todos estos impactos en salud y/o nutrición de madres y niños se pueden valorizar utilizando los DALYs para cada caso según la OMS. De esta manera, se opta por un análisis de costo-efectividad por DALY evitado (en lugar de un análisis costo-beneficio).
- **Beneficios en mercados relacionados:** Asumimos lo mismo que en el caso de los costos y omitimos este tipo de efectos en mercados secundarios.

Finalmente, la tasa social de descuento oficial del país para evaluar proyectos de inversión, como infraestructura u otros es de 12,07%. Esta tasa resulta muy alta para proyectos sociales, sobre todo si se trata de efectos que se generan en el largo plazo o incluso en la siguiente generación (con la interrupción de la transmisión intergeneracional de la pobreza mediante la creación de capital humano desde el embarazo). Por las razones expuestas, algunos

organismos de financiamiento utilizan una tasa general del 6% para el análisis económico de proyectos sociales. En el presente análisis, optamos por un escenario de simulación de tasas continuas del 4 al 13% como parte del análisis de sensibilidad.

País	Tasa	Referencias
Bolivia	Calificada	Ministerio de Hacienda, Resolución No. 684, 2002

10.3 Análisis de Costo Efectividad

El cálculo de costo-efectividad del BJA utiliza los resultados de impacto del programa para los indicadores de bajo peso al nacer, mortalidad perinatal y anemia. Este consta de los siguientes pasos. En primer lugar, utilizando estadísticas de la Organización Mundial de la Salud (OMS) sobre la carga de enfermedad atribuible a embarazo prematuro, bajo peso al nacer, y deficiencia de hierro o anemia, y la prevalencia estimada de cada morbilidad de la ESNUT 2012, se calculan los DALYs por cada nacimiento de bajo peso, cada nacimiento que sobrevive, y cada niño sin anemia en Bolivia. En segundo lugar, para obtener el costo total de la intervención, se consideran todos los costos calculables de la sección anterior. En tercer lugar, los beneficios del BJA son estimados en términos de DALYs evitados tomando como insumo la reducción en la incidencia de bajo peso al nacer, mortalidad al nacer y anemia estimada en este informe. Esta información permite plasmar esta ganancia en salud de la población en DALYs. Finalmente, dividiendo la estimación de costos entre los beneficios medidos en DALYs, se calcula un costo monetario por DALY evitado. Este valor puede compararse con el umbral propuesto por el programa CHOICE (Choosing Interventions that are Cost-Effective) de la OMS para evaluar la efectividad relativa de una intervención. CHOICE utiliza el PIB como un indicador disponible para derivar tres categorías de costo-efectividad: Altamente costo-efectivo (menos de un PIB per cápita); Costo-efectivo (entre uno y tres PIBs per cápita); y No costo-efectivo (más de tres PIBs per cápita) .

La Tabla 10.1 muestra el cálculo paso a paso. La OMS estima para Bolivia un total de 81.275 DALYs asociados a bajo peso y embarazo prematuro, 39.500 DALYS asociados a deficiencia de hierro o anemia, y 237.900 DALYs para morbilidades asociadas a mortalidad neonatal distintas a bajo peso o embarazo prematuro. Estas últimas se utilizan para calcular los beneficios generados por los impactos en mortalidad perinatal. Consideramos un total de 291.158 nacimientos y un total de 1.529.689 niños entre 0 y 6 años en Bolivia en el año 2012, según proyecciones poblacionales del INE. Además se toma como referencia una incidencia nacional de bajo peso de 8,2% anual, una incidencia de anemia en niños de 52% y una tasa de

nacidos muertos de 19 por cada 1.000 nacimientos vivos, según la OMS. Con esto se estima que en Bolivia se pierden aproximadamente 3,40 DALYs por cada nacimiento de bajo peso, 0,052 DALYs por cada caso de anemia, y 43 DALYs por cada muerte perinatal.

Además, para el cálculo del costo por DALY evitado se consideran los impactos asociados al programa para bajo peso, anemia y mortalidad perinatal. El número de nacimientos de bajo peso evitados asociados a la implementación del BJA en zonas urbanas es de 3.670 cada año equivalente a 12.451 DALYs evitados. El número de nacimientos con muerte perinatal evitados por el BJA ascienden a 146.96 por año, equivalente a 34.963 DALYs evitados. Finalmente, el número de niños sin anemia en zonas rurales como producto del BJA es de 1.979 lo que se traduce en 98,28 DALYs evitados. Esto corresponde a un total de 47.512 DALYs evitados anuales producto de la implementación del BJA.

Considerando los impactos del BJA en la utilización de servicios y los costos administrativos asociados a su administración, el costo total asociado al BJA asciende a Bs244.832.524 (US\$35.431.624) por año considerando el período de abril de 2009 a octubre de 2013. Para el cálculo de los costos de traslado de hogares a centros de salud o centros de pago se consideró el salario mínimo de Bs9 ponderado por factores de precios sociales. Para el cálculo de las horas médicas adicionales se considera que cada hora médica tiene una duración de 30 minutos y se valoriza al salario por hora de médicos en los consultorios de salud.

A modo de contexto, el PIB per cápita de Bolivia fue de US\$2.480 en el año 2012, con un gasto en salud de US\$250 por habitante en el año 2011, según estadísticas de la OMS. Utilizando los criterios de costo-efectividad de OMS-CHOICE, y asumiendo que los impactos encontrados son extrapolables a toda la población de beneficiarias en el periodo prenatal, el componente de incentivos a la mujer embarazada cumple con los criterios de alta costo-efectividad establecida por la OMS. El costo social por DALY evitado asciende a US\$745,7. Finalmente, se realiza una proyección a 10 años asumiendo que los costos actuales asociados al programa se mantienen y que los DALYs sufren una tasa de depreciación del 10%, producto de que en una población más sana en el tiempo, los impactos en salud de una misma intervención serán menores. Descontando los costos a la tasa social del 12,07, se calcula un valor presente para el índice de costo efectividad de US\$718,8 por cada DALY evitado.

Tabla 10.1: Costo efectividad del BJA

Costos del Programa	
Componente	Valor
1. Costos Fijos	
a. Costos del BJA	
Transferencias Directas (2013) (Bs)	175.064.055
Gastos operativos (2013) (Bs)	15.619.036
Médicos Comunitarios (2013) (Bs)	34.451.869
b. Costos de administración (2013)	
Transferencia monetaria (Bs)	1.335.066
Cédula de identidad (Bs)	605.454
2. Costos Variables	
a. Horas médicas adicionales:	
Total visitas prenatales	29.604
Total visitas posnatales	396.376
Total de visitas	425.979
Horas por cada visita (supuesto de media hora)	0,5
Valor de la hora médica (calificada) (Bs)	37,73
Costo ítem (Bs)	8.036.101
b. Control posparto:	
Número de controles pospartos adicionales	4.571
Horas por control posparto	0,5
Valor de la hora médica en parto (especialista) (Bs)	43,75
Costo ítem (Bs)	99.983
c. Vacuna de Fiebre Amarilla:	
Número adicional	12.811
Valor unitario	10,48
Costo ítem (Bs)	134.260
d. Vacuna de SRP:	
SRP: Número adicional	7.946
SRP: Valor unitario	20,33
Costo ítem (Bs)	161.541
Chispitas:	
Número adicional	11.826
Valor unitario	20,50
Costo ítem (Bs)	242.424
e. Costo de traslado a los establecimientos de salud	
Traslados por visitas prenatales (1 traslado por visita)	29.604
Tiempo promedio traslado estimado por visita (horas)	0,26
Valor de la hora de traslado valor de salario mínimo por hora	2,81

Costo ítem (Bs)	21.613
Traslados por visitas posnatales (1 traslado por visita)	319.658
Tiempo promedio traslado estimado por visita (horas)	0,26
Valor de la hora de traslado valor de salario mínimo por hora	2,81
Costo ítem (Bs)	233.376
f. Costo de traslado a los centros de pago	
Número de traslados promedio por hogar (prenatales y posnatales)	225.540
Tiempo promedio estimado por hogar	1,25
Valor de la hora de traslado valor de salario mínimo por hora	2,81
Costo ítem (Bs)	791,645
Costo Fijo (Bs)	227.075.480
Costos Variables (Bs)	9.720.943
Costos totales (Bs)	244.832.524
Costos totales (US\$)	35.431.624
Beneficios del Programa	
Impactos del programa	
<i>Bajo peso</i>	
Total de nacimientos inscritos en el BJA en zonas urbanas	45.875
Nuevos nacimientos sin bajo peso	3.670
DALYS adjudicados a reducción de bajo peso	12.451
<i>Mortalidad perinatal</i>	
Total de nacimientos inscritos en el BJA	70.318
Total de muertes antes de programa	1.336
Nuevos nacimientos inscritos vivos previamente con muerte perinatal	146,96
DALYS adjudicados a reducción de muerte perinatal	34.963
<i>Anemia incidencia (Rural)</i>	
Total de niños inscritos en el BJA (Rural)	38.061
Nuevos niños sin anemia (Rural)	1.979
DALYS adjudicados a reducción de anemia	98,28
Beneficios totales DALYs	47.512
Índice de Costo Efectividad por apo (Costo por cada DALY evitado) (US\$)	745,7
Índice de Costo Efectividad por apo (Costo por cada DALY evitado) a 10 años (US\$)	718,8

Conclusiones

11. Discusión y conclusiones

El programa Bono Juana Azurduy (BJA) entrega transferencias monetarias a mujeres embarazadas y madres de niñas y niños menores de 2 años condicionadas al cumplimiento de visitas médicas preventivas establecidas por la norma sanitaria boliviana. De esta manera se busca estimular la demanda de servicios e incidir sobre mejoras en la salud de la población beneficiaria. La mayoría de la población de mujeres embarazadas y niños menores de 2 años en el país es elegible para el programa, quedando inelegibles solamente aquellas mujeres embarazadas y niños cubiertos por el sistema de seguridad social de corto plazo.

Los resultados del estudio muestran que para la población beneficiaria, y en particular para las submuestras de hogares evaluadas en el presente estudio, las transferencias condicionadas del BJA son un instrumento efectivo para estimular la demanda de servicios. El programa reduce la semana promedio de gestación del primer control prenatal e incrementa en 8,1 puntos porcentuales la probabilidad de realizar el primer control antes de la semana 12 del embarazo. Asimismo, el BJA incrementa el número promedio de controles prenatales en 0,4 controles e incrementa la probabilidad de cumplimiento de al menos 4 controles en 10 puntos porcentuales. Respecto a la atención del parto, el programa tiene un efecto positivo en la probabilidad de tener un parto atendido por personal calificado y de recibir un control posparto en áreas rurales, donde las coberturas de parto institucional y del control posparto son menores comparadas con las de las áreas urbanas. Los impactos finales del BJA sobre la salud de la población se reflejan en una reducción de los nacimientos de bajo peso para los niños cuyas madres participaron durante el periodo del embarazo en áreas urbanas. Por su parte, utilizando datos de registros administrativos del SNIS y del BJA, se encuentra también evidencia que apoya la existencia de potenciales efectos en la tasa de nacidos muertos o muertes fetales, con evidencia sugestiva de que las reducciones en mortalidad provienen de incrementos en el uso de servicios de salud en el periodo prenatal.

Los impactos encontrados sobre los niños menores de dos años también sugieren que el BJA es un mecanismo efectivo para estimular la demanda de servicios de salud, resultando en un incremento en el número de visitas de control integral de salud del niño de entre 1,1 y 3,6

visitas adicionales, dependiendo de la sub-población y método de análisis. De esta manera, el programa resulta también en mejoras de ciertos indicadores de cobertura de servicios como mayor vacunación y consumo de suplementos nutricionales. Encontramos impactos del programa en la prevalencia de anemia en áreas rurales. Sin embargo, no detectamos evidencia de impactos de largo plazo sobre el estado de nutrición de los niños, medido a través del indicador de talla para la edad.

Los resultados de impacto sugieren que el mecanismo de incentivos a la demanda presente en el BJA es efectivo para incrementar el uso de los servicios en subpoblaciones determinadas. Los impactos finales en la salud y nutrición de los niños muestran efectos mixtos, con resultados finales atribuibles al programa en la población de embarazadas pero no de manera contundente entre los niños. En su conjunto, tomando los resultados de impacto en bajo peso, anemia y mortalidad, se estima que el costo por cada año de vida ajustado por discapacidad (DALY) evitado es de \$us746, equivalente a 27% del PIB per capita del año 2013, lo que sugiere un mecanismo de intervención altamente costo-efectivo.

Los impactos encontrados deben ser contextualizados en relación a la cobertura y funcionamiento del programa analizados con los datos poblacionales de la ESNUT 2012. La tasa de inscripción entre la población elegible alcanza en promedio 34% para las mujeres embarazadas y 49,5% para los niños menores de un año. Adicionalmente a las bajas coberturas, se observa la subutilización del paquete completo de beneficios. Por ejemplo, solo el 61% de mujeres embarazadas y 66% de madres de niños beneficiarios reportan haber cobrado al menos un beneficio y, en promedio, se cumplió con menos del 75% de los controles incentivados en el embarazo y 55% de los controles incentivados para el niño. La evidencia descriptiva sugiere que la amplia mayoría de mujeres embarazadas y madres en el país conocen la existencia del BJA y el lugar para inscribirse. Entre la población no inscrita el 27,5% de la población reporta falta de información sobre el programa como razón para no hacerlo, comparado con 40% que reporta dificultades administrativas como el tiempo de tramites o falta de documentos. Por otro lado, alrededor del 16% de los beneficiarios reportan dificultades con el proceso de inscripción y cobro de los beneficios.

Es importante señalar que los impactos analizados en el presente documento reflejan impactos sobre subpoblaciones específicas y no deben ser generalizados directamente a la población total de beneficiarios ni serían necesariamente los impactos a esperarse en base a una expansión de cobertura del programa²⁰. Dicho esto, los resultados de la evaluación son optimistas en términos del potencial del BJA como mecanismo de estímulo a la oferta y

20. Se explorarán estos temas con micro-simulaciones a realizarse en una próxima etapa de análisis.

los resultados ofrecen algunas pautas para potencializar aún más el instrumento de política pública.

Los resultados de esta evaluación son insumos importantes que pueden ser utilizados para ajustar la estructura y los montos de los incentivos, así como la operatividad del programa. Estos resultados pueden ser analizados bajo una lógica de costos y beneficios marginales donde la población estimulada por el incentivo es aquella para la cual el valor del beneficio es mayor que los costos (incluyendo costos directos y costos de oportunidad). En este esquema, incrementos en el monto del incentivo constituirían un aumento en el beneficio marginal, mientras que ajustes a los mecanismos operativos del programa para reducir los costos asociados a la inscripción y participación en el mismo se reflejarían en una reducción en el costo marginal. Ambas estrategias tienen el potencial de incrementar la cobertura y potencializar los impactos.

Para potencializar aún más el instrumento de incentivos se requiere analizar las subpoblaciones con mayor margen de cambio y priorizar o dirigir estratégicamente el incentivo hacia estas poblaciones. Por ejemplo, en los análisis de impacto vemos que el programa tiene un potencial importante de incentivar la captura temprana de la mujer embarazada en áreas rurales donde, en la ausencia del incentivo, la detección temprana del embarazo es más baja. Por último, se sugiere que cualquier ajuste a la estructura del incentivo, priorización de subpoblaciones o cambios en la operación del programa se realicen con un plan de evaluación riguroso que contemple una fase inicial de implementación de pilotos para informar y expandir reformas a este modelo en base a evidencia.

Referencias

Almond, Douglas, K. Y. Chay y D. S. Lee (2005). “The Costs of Low Birth Weight”. *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 120(3):1031:1083.

Angrist, Joshua y J. Pischke (2009). *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist’s Companion*. Princeton University Press, Princeton, NJ.

Barham, Tania (2011). “A healthier start: the effect of conditional cash transfers on neonatal and infant mortality in rural Mexico”. *Journal of Development Economics*, vol. 94: 74–85.

Basset, Lucy (2008). “Can Conditional Cash Transfer Programs Play a Greater Role in Reducing Child Undernutrition?” World Bank SP Discussion Paper N° 0835, Washington, DC.

Behrman, Jere R. y B. L. Wolfe (1989). “Does More Schooling Make Women Better Nourished and Healthier? Adult Sibling Random and Fixed Effects Estimates for Nicaragua”. *The Journal of Human Resources*, vol. 24(4): 644-663.

Behrman, Jere R. y M. Rosenzweigh (2004). “Returns to Birthweight”. *The Review of Economics and Statistics*, vol. 86(2): 586–601.

Black, Sandra E., P. J. Devereux, K. G. Salvanes (2007). “From the Cradle to the Labor Market? The Effect of Birth Weight on Adults Outcomes”. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol.122, No.1

Meyer, Bruce. D. (1995). “Natural and Quasi-experiments in Economics”. *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 12(2): 151-161.

Calónico, Sebastián, M. Cattaneo y R. Titiunik (2013). “Robust Nonparametric Confidence Intervals for Regression-Discontinuity Designs”. Working Paper, University of Michigan, Ann Arbor.

Cecchini, Simone y A. Madariaga (2011). *Programas de Transferencias Condicionadas. Balance de la Experiencia Reciente en América Latina y el Caribe*. Cuadernos de la CEPAL N° 95.

Cecchini, Simone y R. Martínez (2011). *Protección Social Inclusiva en América Latina. Una mirada integral, un enfoque de derechos*. Libros de la CEPAL N° 111.

Cunha, Flavio y J.J. Heckman (2007). “The Technology of Skill Formation”. *American Economic Review*, vol. 97(2): 31-47.

- Fiszbein, Ariel y N. Schady (2009). "Conditional cash transfers: reducing present and future poverty". The World Bank, Washington, D.C.
- Gertler, Paul, S. Martinez, P. Premand, L. Rawlings y C. Vermeersch (2011). *La Evaluación de Impacto en la Práctica*. Banco Mundial, Washington, D.C.
- Heckman, James (2006). "Skill Formation and the economics of investing in disadvantaged children". *Science*, vol. 312:1900-1902.
- Heckman, James, J. Stixrud y S. Urzua (2006). "The Effects of Cognitive and Non-cognitive Abilities on Labor Market Outcomes and Social Behavior". *Journal of Labor Economics*, vol. 24(3): 411-482.
- Heckman, James y P. Carneiro (2003). "Human Capital Policy". NBER Working Paper No. 9495, Cambridge, MA.
- Imbens, Guido W. y T. Lemieux (2008). "Regression Discontinuity Designs : A Guide to Practice". *Journal of Econometrics*, Elsevier, vol. 142(2) : 615-635.
- Imbens, Guido y K. Kalyanaraman (2012). "Optimal Bandwidth Choice for the Regression Discontinuity Estimator". *Review of Economic Studies*, Oxford University Press, vol. 79(3): 933-959.
- Jayachandran, Seema (2005). "Air Quality and Infant Mortality During Indonesia's Massive Wildfires in 1997". BREAD, Working Paper Nº. 095.
- Jayachandran, Seema (2009). "Air Quality and Early-Life Mortality : Evidence from Indonesia's Wildfires". *Journal of Human Resources*, University of Wisconsin Press, vol. 44(4).
- Lee, David S. y T. Lemieux (2010). "Regression Discontinuity Designs in Economics". *Journal of Economic Literature*, vol. 48(2): 281-355.
- Ludwig, Jens y D. L. Miller (2007). "Does Head Start Improve Children's Life Chances? Evidence from a Regression Discontinuity Design". *The Quarterly Journal of Economics*, MIT Press, vol. 122(1): 159-208.
- McCrary, Justin. (2008). "Manipulation of the Running Variable in the Regression Discontinuity Design: A Density Test". *Journal of Economic Literature*, vol. 46(2): 698-714.
- Naudeau, Sophie et. al. (2010). "Investing in Young Children: An Early Childhood Development Guide for Policy Dialogue and Project Preparation." World Bank, Washington, DC.

OMS (2006). *Neonatal and perinatal mortality : country, regional and global estimates*. Organización Mundial de la Salud, Ginebra.

OMS (2013). *Estadísticas Sanitarias Mundiales*. Organización Mundial de la Salud, Ginebra.

Paes-Sousa, Romulo, F. Regalia y M. Stampini (2013). “Conditions for Success in Implementing CCT Programs: Lessons for Asia from Latin America and The Caribbean”. Inter-American Development Bank Policy Brief N° IDB-PB-192.

Rangel, Marcos A. (2006). “Alimony Rights and Intra-household Allocation of Resources: Evidence from Brazil”. *The Economic Journal*, vol. 116: 627-658.

Rangel, Marcos A. (2011). “Is Parental Love Colorblind? Allocation of Resources within Mixed Race Families”. Population Research Center at NORC and the University of Chicago.

Rosenzweig, Mark R. y K. I. Wolpin (1995). “Sisters, Siblings, and Mothers: The Effect of Teen-Age Childbearing on Birth Outcomes in a Dynamic Family Context.” *Econometrics*, vol. 63(2): 303-326.

Salm, Martin y D. Schunk (2012). “The Relationship between Child Health, Developmental Gaps, and Parental Education: Evidence from Administrative Data”. *Journal of the European Economic Association*, vol. 10(6): 1423-49.

Solon, Gary, S. Haider y J. Wooldridge (2013). “What are we weighting for?”. NBER, Working Paper N°. 18859.

Todd, Petra, J. Behrman y Y. Cheng (2000). “Evaluating Preschool Programs When Length of Exposure to the Program Varies: A Non Parametric Approach”. Department of Economics and the Population Studies Center of the University of Pennsylvania, Philadelphia, PA.

Todd, Petra, y K. I. Wolpin (2003). “On the Specification and Estimation of the Production Function for Cognitive Achievement”. *The Economic Journal*, vol. 113(485): F3–F33.

Wooldridge, Jeffrey M. (2002). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. The MIT Press, Cambridge, MA.

Anexos

Anexo I

7.1. Impactos del BJA en el Uso de Servicios de Salud de Mujeres Embarazadas

Tabla 7.1.1: Captura temprana de la embarazada: Efectos Fijos

	(1) EF: País	(2) EF: Urbano	(3) EF: Rural	(4) EF +: País	(5) EF +: Urbano	(6) EF+: Rural
Inscrito en BJA	0,085*** (0,030)	0,064 (0,048)	0,106*** (0,035)	0,080*** (0,030)	0,057 (0,049)	0,100*** (0,033)
Constante	0,725*** (0,029)	0,793*** (0,021)	0,672*** (0,044)	-0,185 (0,506)	0,321 (0,670)	-0,279 (0,425)
Observaciones	5506	1084	4422	5506	1084	4422
Madres	2865	614	2251			
Media del grupo de control	0,747	0,792	0,687			

Errores estándar en paréntesis agrupados por madre. * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

(1)-(3): Solo efectos fijos de madre y trimestre de nacimiento.

(4)-(6): Efectos fijos de madre, trimestre de nacimiento, función cuadrática de edad de la madre, orden de nacimiento, y sexo del niño(a).

Tabla 7.1.2: Semana de gestación al primer control prenatal: Efectos Fijos

	(1) EF: País	(2) EF: Urbano	(3) EF: Rural	(4) EF +: País	(5) EF +: Urbano	(6) EF+: Rural
Inscrito en BJA	-2,551*** (0,540)	-2,113** (0,816)	-2,911*** (0,707)	-2,305*** (0,544)	-1,774** (0,845)	-2,708*** (0,679)
Constante	13,008*** (1,231)	10,427*** (1,657)	15,367*** (1,691)	28,550** (11,576)	15,059 (14,028)	29,211** (11,888)
Observaciones	5506	1084	4422	5506	1084	4422
Madres	2865	614	2251			
Media del grupo de control	13,65	11,92	15,94			

Errores estándar en paréntesis agrupados por madre. * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

(1)-(3): Solo efectos fijos de madre y trimestre de nacimiento.

(4)-(6): Efectos fijos de madre, trimestre de nacimiento, función cuadrática de edad de la madre, orden de nacimiento, y sexo del niño(a).

Tabla 7.1.3: Número de controles prenatales: Efectos Fijos

	(1) EF: País	(2) EF: Urbano	(3) EF: Rural	(4) EF +: País	(5) EF +: Urbano	(6) EF+: Rural	(7) IPW: País	(8) IPW: Urbano	(9) IPW: Rural
Inscrito en BJA	0,530*** (0,191)	0,398 (0,332)	0,585*** (0,165)	0,421** (0,185)	0,232 (0,316)	0,504*** (0,160)	0,416** (0,186)	0,222 (0,315)	0,506*** (0,161)
Constante	5,614*** (0,445)	5,417*** (0,705)	5,413*** (0,539)	-0,384 (3,421)	-0,222 (5,314)	2,972 (4,035)	-0,487 (3,438)	-0,396 (5,343)	5,102 (3,687)
Observaciones	4832	935	3897	4832	935	3897	4832	935	3897
Madres	2616	552	2064						
Media del grupo de control	5,096	5,75	4,27						

Errores estándar en paréntesis agrupados por madre. * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

(1)-(3): Solo efectos fijos de madre y trimestre de nacimiento.

(4)-(6): Efectos fijos de madre, trimestre de nacimiento, función cuadrática de edad de la madre, orden de nacimiento, y sexo del niño(a).

(7)-(9): Igual a (4) - (6) además corrige por la probabilidad de reportar controles prenatales mediante el método de Inverse Probability Weighting (IPW).

Tabla 7.1.4: Probabilidad de al menos un control prenatal: Efectos Fijos

	(1) EF: País	(2) EF: Urbano	(3) EF: Rural	(4) EF +: País	(5) EF +: Urbano	(6) EF+: Rural
Inscrito en BJA	0,059*** (0,011)	0,028* (0,015)	0,091*** (0,016)	0,060*** (0,011)	0,030* (0,016)	0,091*** (0,016)
Constante	0,918*** (0,061)	1,079*** (0,115)	0,811*** (0,058)	1,048*** (0,370)	1,809*** (0,585)	0,684* (0,356)
Observaciones	5518	1086	4432	5518	1086	4432
Madres	2869	615	2254			
Media del grupo de control	0,905	0,949	0,847			

Errores estándar en paréntesis agrupados por madre. * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

(1)-(3): Solo efectos fijos de madre y trimestre de nacimiento.

(4)-(6): Efectos fijos de madre, trimestre de nacimiento, función cuadrática de edad de la madre, orden de nacimiento, y sexo del niño(a).

Tabla 7.1.5: Probabilidad de cumplir con 4 controles prenatales: Efectos Fijos

	(1) EF: País	(2) EF: Urbano	(3) EF: Rural	(4) EF +: País	(5) EF +: Urbano	(6) EF+: Rural
Inscrito en BJA	0,116*** (0,028)	0,127** (0,049)	0,109*** (0,026)	0,103*** (0,027)	0,110** (0,047)	0,096*** (0,025)
Constante	0,786*** (0,044)	0,811*** (0,019)	0,746*** (0,066)	0,746 (0,508)	2,035*** (0,675)	0,401 (0,483)
Observaciones	5518	1086	4432	5518	1086	4432
Madres	2869	615	2254			
Media del grupo de control	0,739	0,807	0,649			

Errores estándar en paréntesis agrupados por madre. * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

(1)-(3): Solo efectos fijos de madre y trimestre de nacimiento.

(4)-(6): Efectos fijos de madre, trimestre de nacimiento, función cuadrática de edad de la madre, orden de nacimiento, y sexo del niño(a).

Tabla 7.1.6: Probabilidad de parto institucional: Efectos Fijos

	(1) EF: País	(2) EF: Urbano	(3) EF: Rural	(4) EF +: País	(5) EF +: Urbano	(6) EF+: Rural
Inscrito en BJA	0,012 (0,016)	-0,006 (0,026)	0,029* (0,017)	0,008 (0,016)	-0,007 (0,026)	0,023 (0,018)
Constante	0,715*** (0,034)	0,934*** (0,014)	0,504*** (0,046)	0,433 (0,346)	0,958** (0,483)	0,254 (0,453)
Observaciones	5517	1086	4431	5517	1086	4431
Madres	2869	615	2254			
Media del grupo de control	0,778	0,911	0,602			

Errores estándar en paréntesis agrupados por madre. * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

(1)-(3): Solo efectos fijos de madre y trimestre de nacimiento.

(4)-(6): Efectos fijos de madre, trimestre de nacimiento, función cuadrática de edad de la madre, orden de nacimiento, y sexo del niño(a).

Tabla 7.1.7: Probabilidad del primer control posparto: Efectos Fijos

	(1) EF: País	(2) EF: Urbano	(3) EF: Rural	(4) EF +: País	(5) EF +: Urbano	(6) EF+: Rural
Inscrito en BJA	0,025 (0,024)	-0,002 (0,040)	0,061*** (0,023)	0,028 (0,025)	0,000 (0,042)	0,065*** (0,023)
Constante	0,474*** (0,054)	0,425*** (0,138)	0,498*** (0,034)	0,541 (0,575)	0,194 (1,140)	0,559 (0,460)
Observaciones	5517	1086	4431	5517	1086	4431
Madres	2869	615	2254			
Media del grupo de control	0,499	0,524	0,465			

Errores estándar en paréntesis agrupados por madre. * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

(1)-(3): Solo efectos fijos de madre y trimestre de nacimiento.

(4)-(6): Efectos fijos de madre, trimestre de nacimiento, función cuadrática de edad de la madre, orden de nacimiento, y sexo del niño(a).

Tabla 7.1.8: Probabilidad parto institucional y control posparto: Efectos Fijos

	(1) EF: País	(2) EF: Urbano	(3) EF: Rural	(4) EF +: País	(5) EF +: Urbano	(6) EF+: Rural
Inscrito en BJA	0,024 (0,025)	0,000 (0,043)	0,053** (0,022)	0,024 (0,026)	0,009 (0,045)	0,049** (0,022)
Constante	0,375*** (0,058)	0,407*** (0,137)	0,325*** (0,050)	0,356 (0,584)	0,376 (1,125)	0,254 (0,508)
Observaciones	5517	1086	4431	5517	1086	4431
Madres	2869	615	2254			
Media del grupo de control	0,439	0,505	0,350			

Errores estándar en paréntesis agrupados por madre. * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

(1)-(3): Solo efectos fijos de madre y trimestre de nacimiento.

(4)-(6): Efectos fijos de madre, trimestre de nacimiento, función cuadrática de edad de la madre, orden de nacimiento, y sexo del niño(a).

7.2. Impactos del BJA en la salud del recién nacido

Tabla 7.2.1: Probabilidad de vacuna BCG: Efectos Fijos

	(1) EF: País	(2) EF: Urbano	(3) EF: Rural	(4) EF +: País	(5) EF +: Urbano	(6) EF+: Rural
Inscrito en BJA	0,004 (0,011)	0,009 (0,017)	0,001 (0,010)	-0,001 (0,010)	0,004 (0,016)	-0,002 (0,011)
Constante	1,000*** (0,055)	0,903*** (0,074)	1,025*** (0,068)	0,673* (0,347)	0,147 (0,461)	1,103*** (0,425)
Observaciones	5162	1025	4137	5162	1025	4137
Madres	2833	603	2230			
Media del grupo de control	0,970	0,976	0,962			

Errores estándar en paréntesis agrupados por madre. * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

(1)-(3): Solo efectos fijos de madre y trimestre de nacimiento.

(4)-(6): Efectos fijos de madre, trimestre de nacimiento, función cuadrática de edad de la madre, orden de nacimiento, y sexo del niño(a).

Tabla 7.2.2: Peso al nacer (gr): Efectos Hijos

	(1) EF: País	(2) EF: Urbano	(3) EF: Rural	(4) EF +: País	(5) EF +: Urbano	(6) EF+: Rural	(7) IPW: País	(8) IPW: Urbano	(9) IPW: Rural
Inscrito en BJA	-6,520 (41,461)	24,209 (59,615)	-3,502 (41,294)	-4,785 (40,727)	28,934 (56,745)	-5,718 (40,464)	-6,017 (39,232)	36,767 (55,740)	-11,343 (41,653)
Constante	3263,758*** (171,359)	3230,862*** (357,916)	3334,043*** (149,837)	1532,076 (1185,618)	1764,149 (2141,851)	3089,401*** (974,989)	2630,891** (1119,728)	1631,205 (2240,903)	4148,509*** (1039,339)
Observaciones	3624	958	2666	3624	958	2666	3624	958	2666
Madres	2120	568	1552						
Media del grupo de control	3295,650	3269,26	3345,9						

Errores estándar en paréntesis agrupados por madre. * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

(1)-(3): Solo efectos hijos de madre y trimestre de nacimiento.

(4)-(6): Efectos hijos de madre, trimestre de nacimiento, función cuadrática de edad de la madre, orden de nacimiento, sexo del niño(a) y una variable binaria para auto-reporte.

(7)-(9): Igual a (4) - (6) además corrige por la probabilidad de reportar controles prenatales mediante el método de Inverse Probability Weighting (IPW).

Tabla 7.2.3: Peso al nacer (log): Efectos Hijos

	(1) EF: País	(2) EF: Urbano	(3) EF: Rural	(4) EF +: País	(5) EF +: Urbano	(6) EF+: Rural	(7) IPW: País	(8) IPW: Urbano	(9) IPW: Rural
Inscrito en BJA	0,003 (0,013)	0,016 (0,019)	-0,000 (0,013)	0,003 (0,013)	0,017 (0,019)	-0,001 (0,012)	0,003 (0,013)	0,019 (0,018)	-0,002 (0,013)
Constante	8,081*** (0,049)	8,081*** (0,099)	8,097*** (0,046)	7,615*** (0,353)	7,809*** (0,603)	8,015*** (0,302)	7,961*** (0,331)	7,767*** (0,629)	8,338*** (0,320)
Observaciones	3624	958	2666	3624	958	2666	3624	958	2666
Madres	2120	568	1552						
Media del grupo de control	8,081	8,072	8,098						

Errores estándar en paréntesis agrupados por madre. * p < 0,10, ** p < 0,05, *** p < 0,01

(1)-(3): Solo efectos hijos de madre y trimestre de nacimiento.

(4)-(6): Efectos hijos de madre, trimestre de nacimiento, función cuadrática de edad de la madre, orden de nacimiento, sexo del niño(a), y una variable binaria para auto-reporte.

(7)-(9): Igual a (4) - (6) además corrige por la probabilidad de reportar controles prenatales mediante el método de Inverse Probability Weighting (IPW).

Tabla 7.2.4: Probabilidad de bajo peso (2,5kg): Efectos Fijos

	(1) EF: País	(2) EF: Urbano	(3) EF: Rural	(4) EF+: País	(5) EF+: Ur- bano	(6) EF+: Rural	(7) IPW: País	(8) IPW: Ur- bano	(9) IPW: Rural
Inscrito en BJA	-0,044* (0,025)	-0,084** (0,039)	0,002 (0,015)	-0,042 (0,026)	-0,079* (0,040)	0,000 (0,015)	-0,039 (0,024)	-0,083** (0,041)	-0,002 (0,015)
Constante	0,017 (0,029)	0,052* (0,031)	-0,017 (0,044)	-0,134 (0,534)	-0,277 (0,703)	-0,309 (0,396)	-0,246 (0,515)	-0,109 (0,781)	-0,373 (0,436)
Observaciones	3624	958	2666	3624	958	2666	3624	958	2666
Madres	2120	568	1552						
Media del grupo de control	0,086	0,099	0,061						

Errores estándar en paréntesis agrupados por madre. * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

(1)-(3): Solo efectos fijos de madre y trimestre de nacimiento.

(4)-(6): Efectos fijos de madre, trimestre de nacimiento, función cuadrática de edad de la madre, orden de nacimiento, sexo del niño(a), y una variable binaria para auto-reporte.

(7)-(9): Igual a (4) - (6) además corrige por la probabilidad de reportar controles prenatales usando el método de Inverse Probability Weighting (IPW).

Tabla 7.2.5: Peso al nacer (gr): Efectos Fijos y sin outliers de 3 desviaciones estándar

	(1) EF: País	(2) EF: Urbano	(3) EF: Rural	(4) EF +: País	(5) EF +: Ur- bano	(6) EF+: Rural	(7) IPW: País	(8) IPW: Urbano	(9) IPW: Rural
Inscrito en BJA	-14,618 (41,406)	18,907 (59,627)	-16,904 (39,538)	-13,264 (40,972)	26,064 (56,983)	-22,887 (39,164)	-17,046 (39,284)	34,063 (56,059)	-31,427 (40,217)
Constante	3273,032*** (171,653)	3247,784*** (361,121)	3328,840*** (149,621)	2412,918** (1165,960)	17,99709 (2178,272)	3845,607*** (945,563)	2502,347** (1128,252)	1651,298 (2275,571)	3894,642*** (1040,657)
Observaciones	3600	947	2653	3600	947	2653	3600	947	2653
Madres	2120	568	1552						
Media del grupo de control	3311,16	3289,06	3353,33						

Errores estándar en paréntesis agrupados por madre. * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

(1)-(3): Solo efectos fijos de madre y trimestre de nacimiento.

(4)-(6): Efectos fijos de madre, trimestre de nacimiento, función cuadrática de edad de la madre, orden de nacimiento, sexo del niño(a), y una variable binaria para auto-reporte.

(7)-(9): Igual a (4) - (6) además corrige por la probabilidad de reportar controles prenatales mediante el método de Inverse Probability Weighting (IPW).

Tabla 7.2.6: Peso al nacer (log): Efectos Hijos y sin outliers de 3 desviaciones estándar

	(1) EF: País	(2) EF: Urbano	(3) EF: Rural	(4) EF +: País	(5) EF +: Ur- bano	(6) EF+: Rural	(7) IPW: País	(8) IPW: Ur- bano	(9) IPW: Rural
Inscrito en BJA	-0,000 (0,013)	0,012 (0,019)	-0,003 (0,012)	0,000 (0,013)	0,015 (0,019)	-0,005 (0,012)	-0,001 (0,013)	0,017 (0,018)	-0,007 (0,012)
Constante	8,086*** (0,049)	8,089*** (0,100)	8,097*** (0,046)	7,901*** (0,340)	7,827*** (0,617)	8,223*** (0,288)	7,906*** (0,332)	7,777*** (0,642)	8,235*** (0,317)
Observaciones	3600	947	2653	3600	947	2653	3600	947	2653
Madres	2120	568	1552						
Media del grupo de control	8,09	8,082	8,10						

Errores estándar en paréntesis agrupados por madre. * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

(1)-(3): Solo efectos hijos de madre y trimestre de nacimiento.

(4)-(6): Efectos hijos de madre, trimestre de nacimiento, función cuadrática de edad de la madre, orden de nacimiento, sexo del niño(a), y una variable binaria para auto-reporte.

(7)-(9): Igual a (4) - (6) además corrige por la probabilidad de reportar controles prenatales mediante el método de Inverse Probability Weighting (IPW).

Tabla 7.2.7: Probabilidad de bajo peso (2,5kg): Efectos Fijos y sin outliers de 3 desviaciones estándar

	(1) EF: País	(2) EF: Urbano	(3) EF: Rural	(4) EF +: País	(5) EF +: Ur- bano	(6) EF+: Rural	(7) IPW: País	(8) IPW: Ur- bano	(9) IPW: Rural
Inscrito en BJA	-0,042* (0,025)	-0,080** (0,038)	0,002 (0,015)	-0,040 (0,026)	-0,078* (0,039)	0,003 (0,015)	-0,036 (0,024)	-0,082** (0,040)	0,003 (0,014)
Constante	0,011 (0,029)	0,043 (0,032)	-0,019 (0,043)	-0,095 (0,543)	-0,346 (0,733)	-0,099 (0,376)	-0,185 (0,518)	-0,162 (0,807)	-0,312 (0,385)
Observaciones	3624	958	2666	3624	958	2666	3624	958	2666
Madres	2120	568	1552						
Media del grupo de control	0,077	0,088	0,056						

Errores estándar en paréntesis agrupados por madre. * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

(1)-(3): Solo efectos fijos de madre y trimestre de nacimiento.

(4)-(6): Efectos fijos de madre, trimestre de nacimiento, función cuadrática de edad de la madre, orden de nacimiento, sexo del niño(a), y una variable binaria para auto-reporte.

(7)-(9): Igual a (4) - (6) además corrige por la probabilidad de reportar controles prenatales mediante el método de Inverse Probability Weighting (IPW).

8.1 Impactos del BJA en el uso de servicios de salud infantil: Controles Integrales de Salud (CIS)

Tabla 8.1.1: Número de controles (autoreportados) entre los 0 y 23 meses: Efectos Fijos

	(1) EF: País	(2) EF: Urbano	(3) EF: Rural	(4) EF +: País	(5) EF +: Urba- no	(6) EF+: Rural
Inscrito en BJA	1,089*** (0,419)	0,624 (0,645)	1,870*** (0,504)	1,107*** (0,404)	0,847 (0,620)	1,844*** (0,499)
Constante	10,226*** (1,287)	13,368*** (0,942)	9,226*** (1,596)	18,703 (13,951)	10,352 (25,642)	9,010 (15,003)
Observaciones	2647	506	2141	2647	506	2141
Madres	2051	386	1665			
Media del grupo de control	12,626	12,189	13,115			

Errores estándar en paréntesis agrupados por madre. * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

Análisis se realiza sobre la muestra de niños mayores a 24 meses.

(1)-(3): Solo efectos fijos de madre y edad del niño en meses binaria.

(4)-(6): Efectos fijos de madre, edad del niño en meses binaria, función cuadrática de edad de la madre al nacer, orden de nacimiento, y sexo del niño(a).

Tabla 8.1.2: Número de controles (autoreportados) entre los 6 y 23 meses: Efectos Fijos

	(1) EF: País	(2) EF: Urbano	(3) EF: Rural	(4) EF +: País	(5) EF +: Ur- bano	(6) EF+: Rural
Inscrito en BJA	1,149*** (0,364)	0,857 (0,529)	1,672*** (0,432)	1,166*** (0,350)	0,974* (0,526)	1,667*** (0,426)
Constante	7,227*** (0,912)	9,151*** (0,738)	8,133*** (1,989)	10,458 (10,919)	3,144 (19,466)	9,015 (12,660)
Observaciones	2661	506	2155	2661	506	2155
Madres	2051	386	1665			
Media del grupo de control	8,026	7,356	8,839			

Errores estándar en paréntesis agrupados por madre. * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

Análisis se realiza sobre la muestra de niños mayores a 24 meses.

(1)-(3): Solo efectos fijos de madre y edad del niño en meses binaria.

(4)-(6): Efectos fijos de madre, edad del niño en meses binaria, función cuadrática de edad de la madre al nacer, orden de nacimiento, y sexo del niño(a).

Tabla 8.1.3: Número de controles (en tarjeta) entre los 0 y 23 meses: Efectos Fijos

	(1) EF: País	(2) EF: Urbano	(3) EF: Rural	(4) EF +: País	(5) EF +: Urbano	(6) EF+: Rural
Inscrito en BJA	3,828*** (0,748)	4,327*** (1,373)	2,844*** (0,794)	3,619*** (0,739)	4,910*** (1,477)	2,542*** (0,783)
Constante	5,724*** (2,140)	13,005*** (4,800)	4,743 (2,944)	83,877*** (26,439)	135,806*** (44,257)	33,354 (25,013)
Observaciones	1980	416	1564	1980	416	1564
Madres	1564	326	1238			
Media del grupo de control	8,498	8,131	8,992			

Errores estándar en paréntesis agrupados por madre. * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

Análisis se realiza sobre la muestra de niños mayores a 24 meses.

(1)-(3): Solo efectos fijos de madre y edad del niño en meses binaria.

(4)-(6): Efectos fijos de madre, edad del niño en meses binaria, función cuadrática de edad de la madre al nacer, orden de nacimiento, y sexo del niño(a)

Tabla 8.1.4: Número de controles (en CSI) entre los 6 y 23 meses: Efectos Fijos

	(1) EF: País	(2) EF: Urbano	(3) EF: Rural	(4) EF +: País	(5) EF +: Urbano	(6) EF+: Rural
Inscrito en BJA	3,644*** (0,582)	4,219*** (0,970)	2,644*** (0,660)	3,483*** (0,592)	4,579*** (1,069)	2,440*** (0,663)
Constante	2,383 (2,338)	12,375*** (3,265)	1,736 (2,658)	63,939*** (22,218)	97,672*** (33,232)	28,242 (22,871)
Observaciones	1980	416	1564	1980	416	1564
Madres	1564	326	1238			
Media del grupo de control	5,823	5,33	6,54			

Errores estándar en paréntesis agrupados por madre. * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

Análisis se realiza sobre la muestra de niños mayores a 24 meses.

(1)-(3): Solo efectos fijos de madre y edad del niño en meses binaria.

(4)-(6): Efectos fijos de madre, edad del niño en meses binaria, función cuadrática de edad de la madre al nacer, orden de nacimiento, y sexo del niño(a).

Tabla 8.1.5: Número de controles (autoreportados) entre los 0 y 23 meses para submuestra con Carnet de Salud Infantil: Efectos Fijos

	(1) EF: País	(2) EF: Urbano	(3) EF: Rural	(4) EF +: País	(5) EF +: Urbano	(6) EF+: Rural
Inscrito en BJA	1,001** (0,443)	0,717 (0,648)	1,571*** (0,559)	1,014** (0,430)	1,007 (0,632)	1,526*** (0,551)
Constante	11,305*** (1,270)	15,197*** (1,871)	13,513*** (2,092)	26,496 (19,416)	61,445 (54,489)	-0,019 (20,184)
Observaciones	1934	403	1531	1934	403	1531
Madres	1532	317	1215			
Media del grupo de control	12,761	12,403	13,217			

Errores estándar en paréntesis agrupados por madre. * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

Análisis se realiza sobre la muestra de niños mayores a 24 meses.

(1)-(3): Solo efectos fijos de madre y edad del niño en meses binaria.

(4)-(6): Efectos fijos de madre, edad del niño en meses binaria, función cuadrática de edad de la madre al nacer, orden de nacimiento, y sexo del niño(a).

Tabla 8.1.6: Número de controles (autoreportados) entre los 6 y 23 meses para submuestra con Carnet de Salud Infantil: Efectos Fijos

	(1) EF: País	(2) EF: Urbano	(3) EF: Rural	(4) EF +: País	(5) EF +: Urbano	(6) EF+: Rural
Inscrito en BJA	1,160*** (0,376)	1,017* (0,536)	1,456*** (0,486)	1,152*** (0,367)	1,162** (0,558)	1,434*** (0,473)
Constante	6,975*** (0,989)	8,129*** (1,471)	12,673*** (3,508)	19,721 (15,863)	45,752 (41,911)	7,326 (14,570)
Observaciones	1934	403	1531	1934	403	1531
Madres	1539	317	1222			
Media del grupo de control	8,092	7,469	8,968			

Errores estándar en paréntesis agrupados por madre. * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

Análisis se realiza sobre la muestra de niños mayores a 24 meses.

(1)-(3): Solo efectos fijos de madre y edad del niño en meses binaria.

(4)-(6): Efectos fijos de madre, edad del niño en meses binaria, función cuadrática de edad de la madre al nacer, orden de nacimiento, y sexo del niño(a).

Figura 1: Efecto de la elegibilidad por edad en la probabilidad de inscripción de niños para distintos anchos de banda

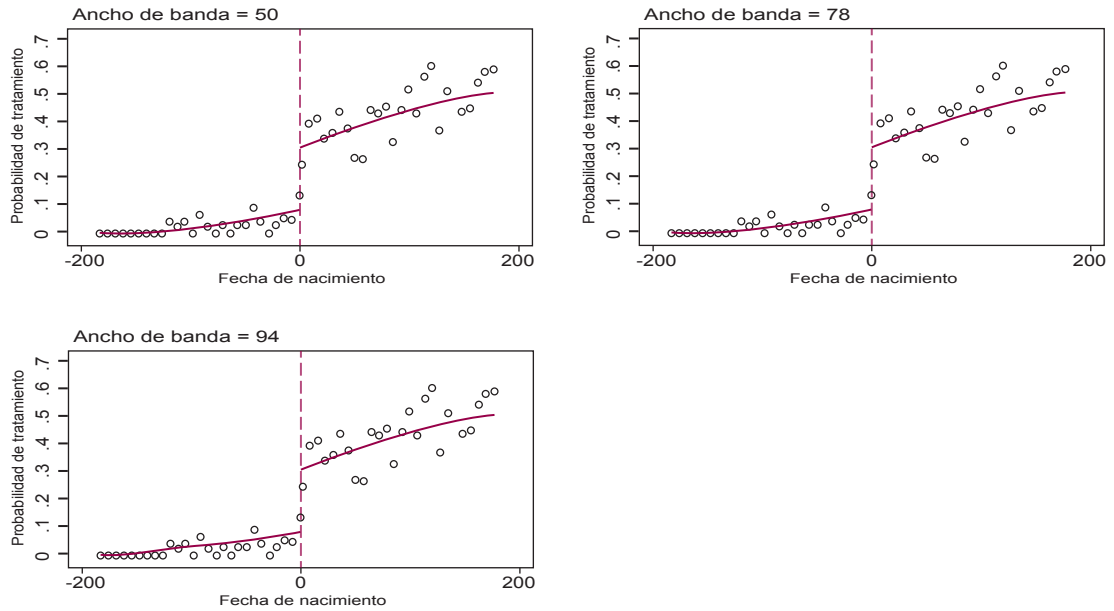


Figura 2: Efecto de la elegibilidad por edad en número de controles entre los 12 y 23 meses de edad para distintos anchos de banda

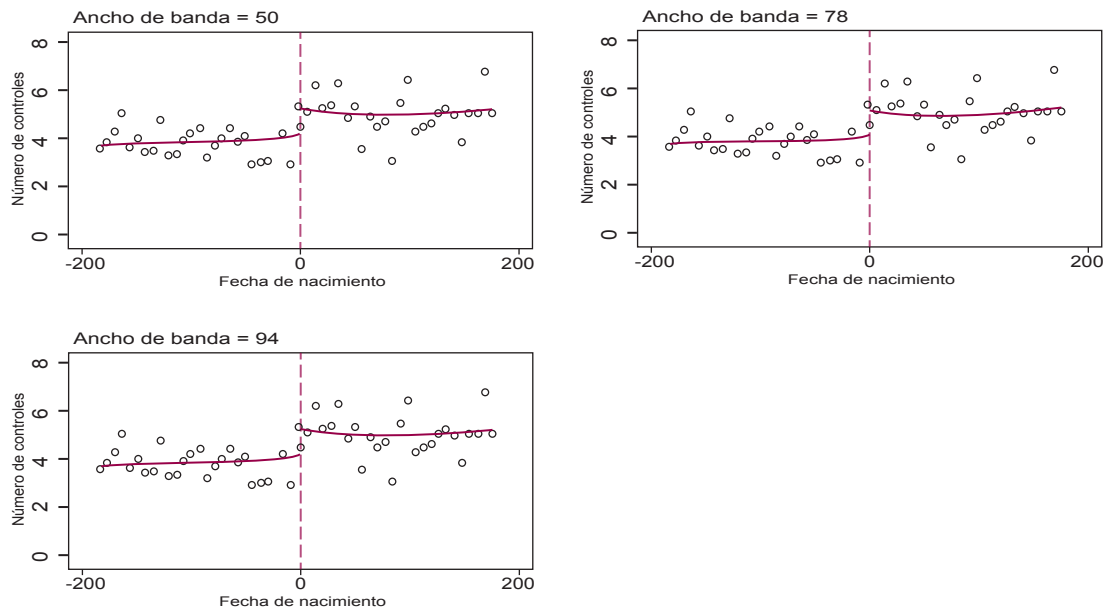


Figura 3: Balance alrededor del corte para controles entre los 0 y 5 meses de edad para distintos anchos de banda

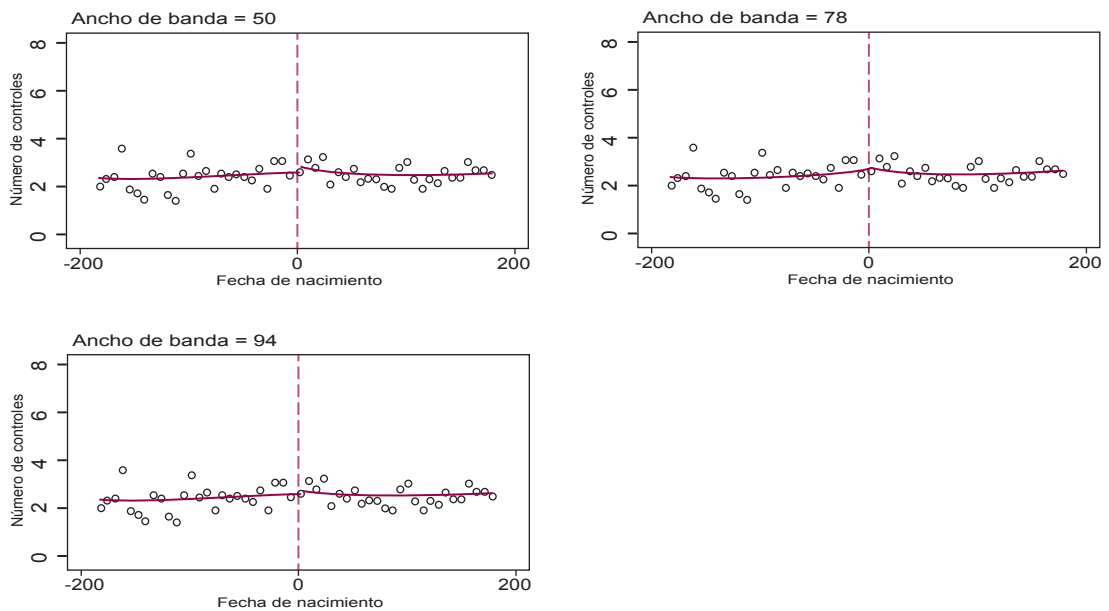


Figura 4: Balance alrededor del corte para controles entre los 0 y 11 meses de edad para distintos anchos de banda.

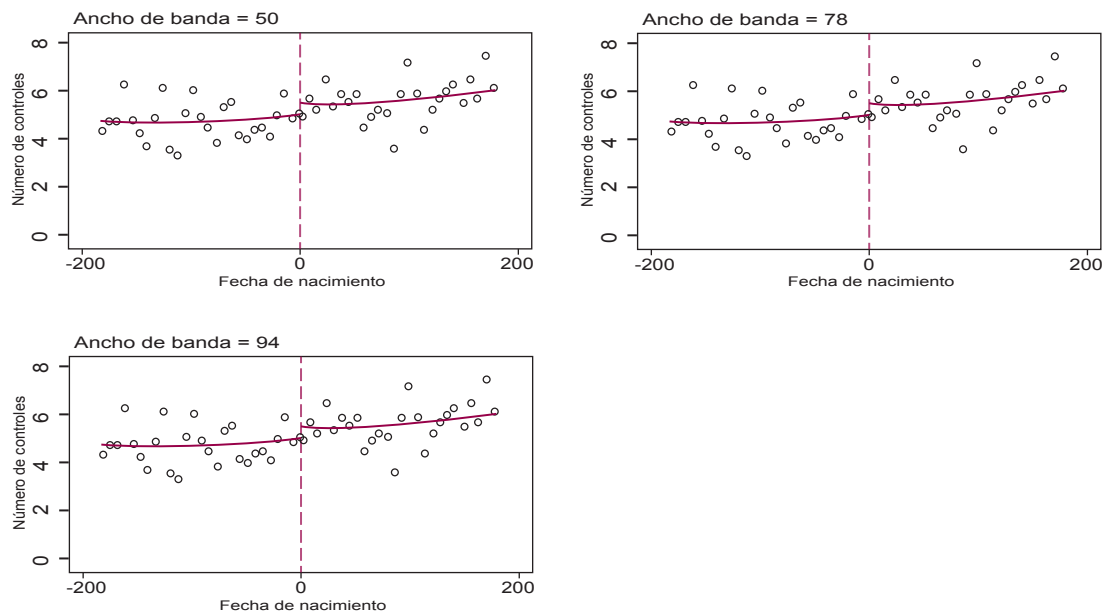


Tabla 8.1.7: Efecto sobre controles entre los 12 y 23 meses de edad

a. Regresión local lineal				
ITT	Coeff	0,89	0,67	0,73
	Std.Err.	0,68	0,79	0,44
Primera Etapa	Coeff	0,31	0,34	0,34
	Std.Err.	0,07	0,09	0,05
TOT	Coeff	2,7	2,09	2,13
	Std.Err.	1,8	0,83	0,85
	BW size	65	313	300
	OBs	414	1737	1680
	Kernel	Uniform	Uniform	Uniform
	BW Method	CCT	IK	CV
Media grupo de control		3,89	3,83	3,84
b. Regresión local cuadrática				
ITT	Coeff	0,65	0,79	0,97
	Std.Err.	0,71	0,85	0,56
Primera Etapa	Coeff	0,27	0,27	0,30
	Std.Err.	0,07	0,09	0,06
TOT	Coeff	2,84	2,95	3,21
	Std.Err.	2,11	1,67	1,37
	BW size	130	249	316
	OBs	879	1491	1753
	Kernel	Uniform	Uniform	Uniform
	BW Method	CCT	IK	CV

ITT: Intention to Treat. Refleja el salto que existe en el punto de corte, sin ajustar por la probabilidad de inscripción al programa. La primera etapa estima el efecto de la elegibilidad sobre la probabilidad de tratamiento. TOT: Treatment on the treated. Es el impacto estimado luego de ajustar por la probabilidad de tratamiento. Cada columna estima estos parámetros para distintos anchos de banda (BW Method). Se estiman las regresiones locales con un Kernel uniforme que asigna un peso idéntico a cada observación dentro de cada ancho de banda. Las observaciones reportadas son las utilizadas a cada lado del corte. El promedio del grupo de control se calcula como el promedio simple en el ancho de banda para las observaciones a la izquierda del punto de corte.

Tabla 8.1.8: Balance alrededor del corte: Valor-p de significancia para distintas variables

	Valor-p	OBs
Controles entre los 0 y 5 meses	0,594	418
Controles entre los 0 y 11 meses	0,955	418
Sexo, Hombre==1	0,205	418
Escolaridad de la madres	0,531	404
Edad de la madre	0,196	402
Edad de la madre al parto	0,201	402
Riqueza del hogar	0,313	418
Consumo per cápita del hogar	0,423	418
Distancia al C.S. más cercano	0,817	418
La Paz	0,315	418
Cochambaba	0,324	418
Santa Cruz	0,557	418
Altitud	0,781	418

Esta tabla muestra el valor p para un test de significancia alrededor del punto de corte. Para tal efecto se utiliza el ancho de banda de la regresión lineal local según CCT (2013) para la variable de resultado de controles posnatales entre los 12 y 23 meses. El valor p reportado corresponde al parámetro ITT. Es decir, en este caso no se ajusta por la probabilidad de inscripción pues solo se busca hacer un test de balance alrededor del corte. Valores p menores a 0,1 indican significancia al 10 %; menores a 0,05 indican significancia al 5 %, y así sucesivamente.

8.2 Impactos intermedios en vacunación y prácticas de nutrición

Tabla 8.2.1: Probabilidad de vacuna contra la fiebre amarilla: Efectos Fijos

	(1) EF: País	(2) EF: Urbano	(3) EF: Rural	(4) EF +: País	(5) EF +: Urbano	(6) EF+: Rural
Inscrito en BJA	0,121*** (0,037)	0,154*** (0,057)	0,050 (0,031)	0,117*** (0,035)	0,174*** (0,054)	0,047 (0,030)
Constante	0,890*** (0,118)	0,442*** (0,144)	0,747*** (0,092)	5,591*** (1,884)	10,101** (4,433)	0,177 (1,415)
Observaciones	3256	636	2620	3256	636	2620
Madres	2157	419	1738			
Media del grupo de control	0,751	0,707	0,819			

Errores estándar en paréntesis agrupados por madre. * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

Análisis se realiza sobre toda la muestra de niños.

(1)-(3): Solo efectos fijos de madre y edad del niño en meses binaria.

(4)-(6): Efectos fijos de madre, edad del niño en meses binaria, función cuadrática de edad de la madre al nacer, orden de nacimiento, y sexo del niño(a).

Tabla 8.2.2: Probabilidad de vacuna SRP: Efectos Fijos

	(1) EF: País	(2) EF: Urbano	(3) EF: Rural	(4) EF +: País	(5) EF +: Urbano	(6) EF+: Rural
Inscrito en BJA	0,116*** (0,031)	0,125*** (0,047)	0,069*** (0,025)	0,113*** (0,030)	0,132*** (0,046)	0,069*** (0,025)
Constante	1,042*** (0,104)	1,081*** (0,284)	0,798*** (0,084)	5,107*** (1,542)	6,496** (3,199)	1,752 (1,355)
Observaciones	3273	634	2639	3273	634	2639
Madres	2165	418	1747			
Media del grupo de control	0,837	0,819	0,864			

Errores estándar en paréntesis agrupados por madre. * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

Análisis se realiza sobre toda la muestra de niños.

(1)-(3): Solo efectos fijos de madre y edad del niño en meses binaria.

(4)-(6): Efectos fijos de madre, edad del niño en meses binaria, función cuadrática de edad de la madre al nacer, orden de nacimiento, y sexo del niño(a).

Tabla 8.2.3: Probabilidad de inmunización completa: Efectos Fijos

	(1) EF: País	(2) EF: Urbano	(3) EF: Rural	(4) EF +: País	(5) EF +: Urbano	(6) EF+: Rural
Inscrito en BJA	0,123*** (0,030)	0,081* (0,042)	0,132*** (0,034)	0,120*** (0,030)	0,078* (0,043)	0,127*** (0,033)
Constante	0,587*** (0,055)	0,417*** (0,100)	0,691*** (0,148)	3,787** (1,548)	2,065 (3,977)	1,782 (1,742)
Observaciones	3229	626	2603	3229	626	2603
Madres	2139	414	1725			
Media del grupo de control	0,715	0,730	0,692			

Errores estándar en paréntesis agrupados por madre. * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

Análisis se realiza sobre toda la muestra de niños.

(1)-(3): Solo efectos fijos de madre y edad del niño en meses binaria.

(4)-(6): Efectos fijos de madre, edad del niño en meses binaria, función cuadrática de edad de la madre al nacer, orden de nacimiento, y sexo del niño(a).

Tabla 8.2.4: Probabilidad del consumo de Chispitas: Efectos Fijos

	(1) EF: País	(2) EF: Urbano	(3) EF: Rural	(4) EF +: País	(5) EF +: Ur- bano	(6) EF+: Rural
Inscrito en BJA	0,107*** (0,032)	0,133** (0,063)	0,082*** (0,027)	0,108*** (0,032)	0,148** (0,062)	0,080*** (0,027)
Constante	0,551*** (0,112)	0,262 (0,183)	0,692*** (0,064)	-0,233 (0,996)	-3,659 (2,456)	2,527 (1,576)
Observaciones	4110	786	3324	4110	786	3324
Madres	2215	425	1790			
Media del grupo de control	0,574	0,486	0,689			

Errores estándar en paréntesis agrupados por madre. * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

Análisis se realiza sobre toda la muestra de niños.

(1)-(3): Solo efectos fijos de madre y edad del niño en meses binaria.

(4)-(6): Efectos fijos de madre, edad del niño en meses binaria, función cuadrática de edad de la madre al nacer, orden de nacimiento, y sexo del niño(a).

Tabla 8.2.5: Probabilidad de lactancia materna exclusiva hasta los 6 meses: Efectos Fijos

	(1) EF: País	(2) EF: Urbano	(3) EF: Rural	(4) EF +: País	(5) EF +: Urbano	(6) EF+: Rural
Inscrito en BJA	-0,025 (0,034)	-0,023 (0,060)	-0,009 (0,021)	-0,026 (0,035)	-0,020 (0,063)	0,001 (0,019)
Constante	0,567*** (0,068)	0,516*** (0,111)	0,682*** (0,076)	2,545** (1,201)	1,338 (2,480)	2,685* (1,403)
Observaciones	4119	789	3330	4119	789	3330
Madres	2218	426	1792			
Media del grupo de control	0,592	0,508	0,696			

Errores estándar en paréntesis agrupados por madre. * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

Análisis se realiza sobre la muestra de niños mayores a 6 meses.

(1)-(3): Solo efectos fijos de madre y edad del niño en meses binaria.

(4)-(6): Efectos fijos de madre, edad del niño en meses binaria, función cuadrática de edad de la madre al nacer, orden de nacimiento, y sexo del niño(a).

8.3 Impactos finales en nutrición infantil: Talla y Anemia

Tabla 8.3.1: Puntaje Z de talla para la edad: Efectos Fijos

	(1) EF: País	(2) EF: Urbano	(3) EF: Rural	(4) EF +: País	(5) EF +: Urbano	(6) EF+: Rural
Inscrito en BJA	0.093 (0.110)	-0.037 (0.181)	0.158 (0.135)	0.089 (0.109)	-0.012 (0.192)	0.157 (0.134)
Constante	-0.205 (0.311)	0.429 (0.402)	-1.483*** (0.387)	6.236** (3.069)	5.465 (6.311)	1.020 (3.906)
Observaciones	2599	489	2110	2599	489	2110
Madres	2015	374	1641			
Media del grupo de control	-1.264	-1.057	-1.539			

Errores estándar en paréntesis agrupados por madre. * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

Análisis se realiza sobre toda la muestra de niños.

(1)-(3): Solo efectos fijos de madre y edad del niño en meses binaria.

(4)-(6): Efectos fijos de madre, edad del niño en meses binaria, función cuadrática de edad de la madre al nacer, orden de nacimiento, y sexo del niño(a).

Muestra de niños (as) de 24 meses o más.

Tabla 8.3.2: Probabilidad de desnutrición crónica: Efectos Fijos

	(1) EF: País	(2) EF: Urbano	(3) EF: Rural	(4) EF +: País	(5) EF +: Urbano	(6) EF+: Rural
Inscrito en BJA	-0.021 (0.053)	-0.018 (0.081)	-0.082 (0.055)	-0.019 (0.053)	-0.022 (0.082)	-0.081 (0.055)
Constante	0.141* (0.075)	1.216*** (0.130)	0.189 (0.256)	-0.352 (1.705)	-0.060 (2.765)	1.662 (2.259)
Observaciones	2598	488	2110	2598	488	2110
Madres	2015	374	1641			
Media del grupo de control	0.212	0.155	0.283			

Errores estándar en paréntesis agrupados por madre. * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

Análisis se realiza sobre toda la muestra de niños.

(1)-(3): Solo efectos fijos de madre y edad del niño en meses binaria.

(4)-(6): Efectos fijos de madre, edad del niño en meses binaria, función cuadrática de edad de la madre al nacer, orden de nacimiento, y sexo del niño(a).

Muestra de niños (as) de 24 meses o más.

Tabla 8.3.3: Probabilidad de anemia: Efectos Fijos

	(1) EF: País	(2) EF: Urbano	(3) EF: Rural	(4) EF +: País	(5) EF +: Urbano	(6) EF+: Rural
Inscrito en BJA	-0,059 (0,041)	-0,058 (0,069)	-0,061** (0,030)	-0,057 (0,040)	-0,057 (0,069)	-0,058* (0,029)
Constante	0,604*** (0,097)	1,273*** (0,187)	1,019*** (0,079)	-0,785 (1,325)	-2,887 (2,707)	2,401 (1,622)
Observaciones	3820	743	3077	3820	743	3077
Madres	2042	396	1646			
Media del grupo de control	0,616	0,523	0,741			

Errores estándar en paréntesis agrupados por madre. * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

Análisis se realiza sobre toda la muestra de niños.

(1)-(3): Solo efectos fijos de madre y edad del niño en meses binaria.

(4)-(6): Efectos fijos de madre, edad del niño en meses binaria, función cuadrática de edad de la madre al nacer, orden de nacimiento, y sexo del niño(a).

9.1 Resultados en mortalidad

Tabla 9.1.1: Tasa de nacidos muertos e inscripción municipal

	(1) OLS	(2) EF 1	(3) EF 2	(4) EF 3
Tasa de Inscripción t	1,715 (4,237)	-1,525 (2,110)	-2,298 (2,544)	-2,230 (2,577)
Tasa de Inscripción t-1	-5,988*** (2,028)	-7,503** (3,163)	-6,206** (2,712)	-6,115** (2,758)
Observaciones	2.616	2.616	2.559	2.559
R2 Ajustado	0,003	0,007	0,010	0,010
p-value joint	0,012	0,031	0,03	0,041

Errores estándar en paréntesis * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

Errores estándar agrupados según municipio

(1): OLS y dummy por año

(2): Efectos Fijos municipales y dummy por año

(3): Efectos Fijos municipales, dummy por año y control de outliers

(4): Igual que (3) más controles de número de establecimientos de salud por 1.000 habitantes y número de centros de pago por 1.000 habitantes.

Todas las observaciones se pesan utilizando la población del año 2012.

Tabla 9.1.2: Análisis de robustez I: Placebo

	(1) OLS	(2) Análisis de tendencias	(3)	(4) Placebo t+1	(5)
TI 2009 * Año 2006	3,928 (4,037)				
TI 2009 * Año 2007	4,001 (4,920)				
TI 2009 * Año 2008	-3,585 (4,646)				
TI 2010 * Año 2006		2,325 (4,967)			
TI 2010 * Año 2007		5,790 (5,600)			
TI 2010 * Año 2008		-5,703 (5,379)			
TI 2011 * Año 2006			2,638 (3,695)		
TI 2011 * Año 2007			0,649 (4,402)		
TI 2011 * Año 2008			-4,926 (4,498)		
TI 2012 * Año 2006				4,512 (5,008)	
TI 2012 * Año 2007				5,300 (6,454)	
TI 2012 * Año 2008				-7,201 (5,497)	
Inscripción t+1					-3,981 (2,721)
Observaciones	1283	1283	1283	1283	2238
R2 Ajustado	0,004	0,006	0,004	0,006	0,004
p-value joint	0,355	0,189	0,340	0,125	

Errores estándar en paréntesis agrupados según municipio. * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

(1) - (4): Efectos fijos por municipio y año. La variable dependiente es la tasa de mortalidad en los años 2005 al 2008. Estas especificaciones buscan estudiar la correlación entre cambios en la tasa de muertes entre los años 2005 al 2008 y la tasa de inscripción municipal en cada año de implementación.

(5): Efectos fijos por municipio y año. Esta regresión es igual al modelo original pero utiliza la tasa de inscripción futura como variable independiente.

Tabla 9.1.3: Análisis de robustez II: Eliminando ceros y año 2005

	(1) EF	(2) EF	(3) EF
Inscripción t	-2,298 (2,544)	-3,300 (2,680)	-2,457 (2,537)
Inscripción t-1	-6,206** (2,712)	-6,923** (3,077)	-6,338** (2,731)
Observaciones	2559	1685	2238
R2 Ajustado	0,010	0,010	0,008
p-value joint	0,03	0,023	0,025

Errores estándar en paréntesis * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

Errores estándar agrupados según municipio

(1): Modelo principal

(2): Eliminando observaciones con ceros.

(3): Eliminando el año 2005.

9.2 Impactos en el tamaño de cohortes de población infantil

Tabla 9.2: Inscripción municipal y tamaño de la cohorte

	(1) Pob. 500	(2) Pob. 500+	(3) Pob. 250	(4) Rural 0.5	(5) Prenatal
Ins. Prenatal	0,072*** (0,023)	0,072*** (0,023)	0,080*** (0,022)	0,089*** (0,025)	0,073*** (0,023)
Ins. Posnatal	0,004 (0,014)	0,005 (0,014)	0,003 (0,014)	0,021 (0,020)	
0 años	-0,062*** (0,016)	-0,064*** (0,016)	-0,072*** (0,015)	-0,108*** (0,016)	-0,062*** (0,015)
1 año	-0,082*** (0,015)	-0,084*** (0,016)	-0,095*** (0,015)	-0,151*** (0,018)	-0,082*** (0,015)
2 años	0,060*** (0,013)	0,059*** (0,013)	0,050*** (0,012)	0,023 (0,015)	0,060*** (0,012)
3 años	0,089*** (0,011)	0,088*** (0,011)	0,083*** (0,012)	0,064*** (0,015)	0,091*** (0,007)
4 años	0,111*** (0,006)	0,110*** (0,006)	0,105*** (0,006)	0,103*** (0,008)	0,110*** (0,006)
Ratio Mujer/Hombre		-0,026 (0,018)	-0,027 (0,018)	-0,032* (0,018)	-0,025 (0,018)
Estab. Salud		0,021 (0,038)	0,027 (0,037)	0,025 (0,039)	0,02 (0,038)
Constante	6,645*** (0,005)	6,669*** (0,025)	6,496*** (0,025)	5,891*** (0,031)	6,669*** (0,025)
Observaciones	1962	1933	1921	1543	1933

Errores estándar en paréntesis agrupados según municipio. * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

La variable dependiente en cada regresión corresponde al logaritmo del tamaño de cada cohorte.

Se interpreta el resultado como la correlación entre la tasa de inscripción prenatal y el aumento porcentual en el tamaño de las cohortes de 0, 1 y 2 años, cohortes que estuvieron expuestas al programa en su etapa prenatal.

(1): Población menor a 500 mil hab.

(2): Igual a (1) y controla por el número de establecimientos de salud y el ratio hombre/mujer.

(3): Utiliza municipios con población menor a 250 mil hab.

(4): Utiliza municipios con tasa de ruralidad mayor al 50 %.

(5): Igual a (2) incluyendo solo la inscripción en la etapa prenatal.

Anexo II

Registro de datos en la base SNIS y supuestos sobre los cuales se realiza el análisis

Sea S_{ij} un indicador de si el niño o niña i sobrevive el parto en el municipio j . Sea R_{ij} un indicador de si el parto es registrado o no es registrado. Entonces por ley de probabilidades totales tenemos que:

$$E(S_{ij}) = E(S_{ij} | R_{ij} = 1)P(R_{ij} = 1) + E(S_{ij} | R_{ij} = 0)P(R_{ij} = 0)$$

De la misma manera si NS_i es un indicador de si el niño o niña no sobrevive, tenemos que:

$$E(NS_{ij}) = E(NS_{ij} | R_{ij} = 1)P(R_{ij} = 1) + E(NS_{ij} | R_{ij} = 0)P(R_{ij} = 0)$$

En este caso asumimos que la probabilidad de registrar el dato, $P(R_{ij} = 1)$, es igual a si el resultado del nacimiento es nacimiento vivo o nacimiento muerto. Ahora bien lo que podemos estimar desde el SNIS es $E(S_i | R_i = 1)$ en el caso de nacimientos vivos o $E(NS_i | R_i = 1)$ en el caso de nacimientos muertos. El problema es que municipios con mayor número de registros tienen un mayor número de nacimientos muertos o nacimientos vivos sólo por el hecho de registrar más nacimientos y no porque tengan efectivamente una mayor cantidad de muertes. Para arreglar este problema tendríamos que contar con una estimación de la probabilidad de registro de los nacimientos, $P(R_{ij} = 1)$.

Ahora bien si en vez de utilizar $E(S_{ij} | R_{ij} = 1)$ o $E(NS_{ij} | R_{ij} = 1)$, por separado, utilizamos el ratio entre estos dos, $E(NS_{ij} | R_{ij} = 1)/E(S_{ij} | R_{ij} = 1)$ podemos controlar por el efecto de $P(R_{ij} = 1)$, ya que,

$$\frac{E(NS_{ij} | R_{ij} = 1)}{E(S_{ij} | R_{ij} = 1)} = \frac{E(NS_{ij} | R_{ij} = 1) P(R_{ij} = 1)}{E(S_{ij} | R_{ij} = 1) P(R_{ij} = 1)}$$

Agregamos desde la observaciones individual a nivel municipal de la siguiente forma, asumiendo que la probabilidad de registro es constante a través de observaciones en un mismo municipio:

$$\sum_{i=1}^{N_j} (S_{ij} | R_{ij} = 1) P(R_{ij} = 1) = (N_vivos_j | R_j = 1) P(R_j = 1)$$

$$\sum_{i=1}^{N_j} (NS_{ij} | R_{ij} = 1) P(R_{ij} = 1) = (N_muertes_j | R_j = 1) P(R_j = 1)$$

Y formamos el indicador a analizar de la siguiente forma:

$$\frac{(N_muertes_j|R_j = 1)P(R_j = 1)}{(N_vivos_j|R_j = 1)P(R_j = 1)} = \frac{(N_muertes_j|R_j = 1)}{(N_vivos_j|R_j = 1)} = Ratio_j$$

La construcción de la razón entre ambos indicadores controla por la diferencia en la probabilidad de registrar entre los municipios, asumiendo que en un mismo municipio las muertes y los nacimientos vivos tienen la misma probabilidad de registro y que cada nacimiento, indiferente de su resultado tiene la misma probabilidad de registro.

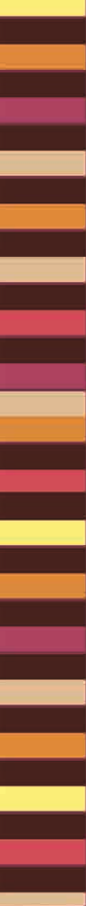
Por otro lado, el Bono mantiene un registro del total de embarazos atendidos bajo el BJA en cada municipio desde los inicios del programa en el año 2009. Para el cálculo de la tasa de inscripción, se utiliza una proyección de embarazos anual en cada municipio. Con esto formamos la tasa de inscripción que refleja la intensidad del tratamiento en cada municipio:

$$Tasa_{jt} = \frac{N_mujeres_BJA_{jt}}{N_embarazos_{jt}}$$

Luego a nivel de municipios estimamos la siguiente regresión:

$$(1) Ratio_{jt} = \alpha + \delta_1 Tasa_{jt} + \delta_2 Tasa_{jt-1} + X_{jt}'\gamma + \phi_j + \phi_t + \varepsilon_{jt}$$

Se incluye el rezago en la tasa de inscripción para capturar los efectos de nacimiento que ocurrieron a principios de cada año y que estuvieron expuestos al programa en la mayoría de su período prenatal durante el año anterior. Los efectos fijos por cada año se incluyen para controlar por tendencias en el tiempo generales y que son comunes a todos los municipios. Por ejemplo, cambios generales en la política de salud del país, decretos de sanidad o cambios en los protocolos médicos, en un determinado año, estarían siendo controlados por estas variables. Los efectos fijos de cada municipio se incluyen para controlar por factores no observables de cada municipio que no varían en el tiempo, por ejemplo altura, clima, o tipo de suelo. Con esto, la identificación de los parámetros δ_1 y δ_2 viene de la variación en el tiempo en la tasa de inscripción de un mismo municipio.



Con el financiamiento de:

